

**VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ - TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
FAKULTA METALURGIE A MATERIÁLOVÉHO INŽENÝRSTVÍ
KATEDRA KONTROLY A ŘÍZENÍ JAKOSTI**

**Hodnocení vlivu vybraných procesních a technologických
parametrů na finální mechanické vlastnosti kolejnic za použití
metod statistické analýzy**

Evaluation of Effects of Selected Process and Technological Parameters on the
Final Mechanical Properties of Rails, Using Statistical Methods

DIPLOMOVÁ PRÁCE

2013

Bc. David ČEČOTKA

Poděkování

Děkuji vedoucímu diplomové práce prof. RNDr Josefu Tošenovskému CSc., za odborné vedení a cenné rady při řešení diplomové práce. Díky také patří Ing. Petru Podolinskému mému konzultantovi, všem ostatním zejména Ing. Bohuslavovi Jursovi a Ing. Mgr. Petře Halfarové Ph.D. za pomoc a věnovaný čas.

Zadání diplomové práce

Student: **Bc. David Čechotka**

Studijní program: N3922 Ekonomika a řízení průmyslových systémů

Studijní obor: 3902T041 Management jakosti

Téma: **Hodnocení vlivu vybraných procesních a technologických parametrů na finální mechanické vlastnosti kolejnic za použití metod statistické analýzy**
Evaluation of Effects of Selected Process and Technological Parameters on the Final Mechanical Properties of Rails, Using Statistical

Zásady pro vypracování:

1. Charakteristika činnosti organizace
2. Teoretická východiska použitých metod
3. Vyjádření závislosti pevnosti v tahu a tažnosti na chemickém složení
4. Využití získaných poznatků k predikci vlastností kolejnic
5. Závěr

Seznam doporučené odborné literatury:

1. Tošenovský, J., Noskovičová, D.: Statistické metody pro zlepšování jakosti. Montanex, Ostrava, 2000, ISBN 80-7225-040-X
2. Tošenovský, J., Bsumková, S., Dudek, M.: Statistické zpracování dat. Ostrava, FMFI, 1999, skripta.
3. Nenadál, J., Noskovičová, D., Petříková, T., Plura, J., Tošenovský, J.: Moderní systémy řízení jakosti. Druhé doplněné vydání. Praha. Management Press, 2002, 282 s. ISBN 80-7261-071-6

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

Vedoucí diplomové práce: **prof. RNDr. Josef Tošenovský, CSc.**


Konzultant diplomové práce: Ing. Petr Podolinský

Datum zadání: 30.11.2012

Datum odevzdání: 22.04.2013




prof. Ing. Jiří Plura, CSc.
vedoucí katedry


prof. Ing. Ludovít Dobrovský, CSc., Dr.h.c.
děkan fakulty

Zásady pro vypracování diplomové práce

I.

Diplomovou prací (dále jen DP) se ověřují vědomosti a dovednosti, které student získal během studia, a jeho schopnosti využívat je při řešení teoretických i praktických problémů.

II.

Uspořádání diplomové práce:

- | | |
|--|------------------------------|
| 1. Titulní list | 5. Obsah DP |
| 2. Zásady pro vypracování DP | 6. Textová část DP |
| 3. Prohlášení + místopřísežné prohlášení | 7. Seznam použité literatury |
| 4. Abstrakt + klíčová slova česky a anglicky | 8. Přílohy |

ad 1) Titulním listem je originál zadání DP, který student obdrží na své oborové katedře.

ad 2) Tyto „Zásady pro vypracování diplomové práce“ následují za titulním listem. („Zásady pro vypracování diplomové práce“ jsou ke stažení na webových stránkách fakulty).

ad 3) Prohlášení + místopřísežné prohlášení napsané na zvláštním listě (ke stažení na webových stránkách fakulty) a vlastnoručně podepsané studentem s uvedením data odevzdání DP. V případě, že DP vychází ze spolupráce s jinými právníckými a fyzickými osobami a obsahuje citlivé údaje, je na zvláštním listě vloženo prohlášení spolupracující právnické nebo fyzické osoby o souhlasu se zveřejněním DP.

ad 4) Abstrakt a klíčová slova jsou uvedena na zvláštním listě česky a anglicky v rozsahu max. 1 strany pro obě jazykové verze.

ad 5) Obsah DP se uvádí na zvláštním listě. Zahrnuje názvy všech očíslovaných kapitol, podkapitol a statí textové části DP, odkaz na seznam příloh a seznam použité literatury, s uvedením příslušné stránky. Předpokládá se desetinné číslování.

ad 6) Textová část DP obvykle zahrnuje:

- Úvod, obsahující charakteristiku řešeného problému a cíle jeho řešení v souladu se zadáním DP;
- Vlastní rozpracování DP (včetně obrázků, tabulek, výpočtů) s důležitými závěry, vhodně členěné do kapitol a podkapitol podle povahy problému;
- Závěr, obsahující celkové hodnocení výsledků DP z hlediska stanoveného zadání.

DP bude zpracována v rozsahu min. cca 45 stran (včetně obsahu a seznamu použité literatury).

Text musí být napsán vhodným textovým editorem počítače po jedné straně bílého nelesklého papíru formátu A4 při respektování následující doporučené úpravy - písmo Times New Roman (nebo podobné) 12b; řádkování 1,5; okraje – horní, dolní – 2,5 cm, levý – 3 cm, pravý 2 cm. Fotografie, schémata, obrázky, tabulky musí být očíslovány a musí na ně být v textu poukázáno. Budou zařazeny průběžně v textu, pouze je-li to nezbytně nutné, jako přílohy (viz ad 8).

Odborná terminologie práce musí odpovídat platným normám. Všechny výpočty musí být přehledně uspořádány tak, aby každý odborník byl schopen přezkoušet jejich správnost. U vzorců, údajů a hodnot převzatých z odborné literatury nebo z praxe musí být uveden jejich pramen - u literatury citován číselným odkazem (v hranatých závorkách) na seznam použité literatury.

Nedostatky ve způsobu vyjadřování, nedostatky gramatické, neopravené chyby v textu mohou snížit klasifikaci práce.

ad 7) DP bude obsahovat alespoň 15 literárních odkazů, z toho nejméně 5 v některém ze světových jazyků.

Seznam použité literatury se píše na zvláštním listě. Citaci literatury je nutno uvádět důsledně v souladu s ČSN ISO 690. Na práce uvedené v seznamu použité literatury musí být uveden odkaz v textu DP.

ad 8) Přílohy budou obsahovat jen ty části (speciální výpočty, zdrojové texty programů aj.), které nelze vhodně včlenit do vlastní textové části např. z důvodu ztráty srozumitelnosti.

III.

Diplomovou práci student odevzdá ve dvou knihařsky svázaných vyhotoveních, pokud katedra garantující studijní obor neurčí jiný počet. Vnější desky budou označeny takto:

nahoře: *Vysoká škola báňská - Technická univerzita Ostrava*
Fakulta metalurgie a materiálového inženýrství
Katedra

uprostřed: *DIPLOMOVÁ PRÁCE*

dole: *Rok* *Jméno a příjmení*

Kromě těchto dvou knihařsky svázaných výtisků odevzdá student kompletní práci také v elektronické formě do IS EDISON. Práce vložená v elektronické formě do IS EDISON se musí zcela shodovat s prací odevzdanou v tištěné formě.

IV.

Diplomová práce, která neodpovídá těmto zásadám, nemůže být přijata k obhajobě. Tyto zásady jsou závazné pro studenty všech studijních programů a forem magisterského, resp. navazujícího magisterského studia fakulty metalurgie a materiálového inženýrství Vysoké školy báňské – Technické univerzity Ostrava od akademického roku 2012/2013.

Ostrava 30. 11. 2012

Prof. Ing. Ludovít Dobrovský, CSc., Dr.h.c.
děkan fakulty metalurgie a materiálového inženýrství
VŠB-TU Ostrava

PROHLÁŠENÍ

Prohlašuji, že

- jsem byl(a) seznámen(a) s tím, že na moji diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. - autorský zákon, zejména §35 - užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního (§60 - školní dílo);
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská - Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB - TUO) má právo nevýdělečně ke své vnitřní potřebě diplomovou práci užít (§35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude archivována v elektronické formě v databázi Ústřední knihovny VŠB - TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové práce. Souhlasím s tím, že údaje o diplomové práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB - TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu §12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo - diplomovou práci nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB - TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB - TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše);
- beru na vědomí, že odevzdáním své diplomové práce souhlasím s jejím zveřejněním podle zákona č. 111/1998Sb., o vysokých školách a o změně a doplnění dalších zákonů (Zákon o vysokých školách) bez ohledu na výsledek její obhajoby.

Místopřísežně prohlašuji, že jsem celou diplomovou práci vypracoval(a) samostatně.

V Ostravě

22.4.2013



podpis (jméno a příjmení studenta)

Abstrakt

Tématem překládané diplomové práce je „Hodnocení vlivu vybraných procesních a technologických parametrů na finální mechanické vlastnosti kolejnic za použití metod statistické analýzy“. Cílem je vyjádření závislosti pevnosti v tahu a tažnosti na chemickém složení pomocí vícenásobné regrese na širokopatných kolejnicích značky oceli R260 typu 60E1 a značky oceli IH typu 136RE. Byla také provedena statistická analýza s cílem posouzení vlivu procesně technologických parametrů na finální tvrdost temene kolejnic značky oceli IH typ 136RE. Teoretická část obsahuje charakteristiku společnosti Třinecké železářny a.s. a popis procesu výroby kolejnic v tomto podniku. Dále obsahuje rozbor problematiky používaných statistických metod. Praktická část je věnována vlastnímu vyjádření závislosti mechanických vlastností na chemickém složení a procesně technologických parametrů pomocí statistické analýzy, vyhodnocení jednotlivých výsledků a možných návrhů opatření.

Klíčová slova:

Popisná statistika, induktivní statistika, regresní analýza, ANOVA, EDA, kolejnice, mechanické vlastnosti.

Abstract

The present thesis handles the topic “Evaluation of the Effect of Selected Process and Technological Parameters on Final Mechanical Properties of Rails Using Statistical Analysis Methods”. The objective of the thesis is to express the dependence of tensile strength and elongation on chemical composition using multiple linear regressions on 60E1 flat-bottom rails of R260 steel grade and 136RE flat-bottom rails of IH steel grade. Statistical analysis to assess the effect of process and technological parameters on final hardness of the running surface of 136RE rails of IH steel grade was also made. The theoretical section contains characteristics of Třinecké železářny a.s. and description of the rail production process applied at this company. It also contains analysis of the issues related to the statistical methods used. The practical section is focused on the expression of dependence of mechanical properties on chemical composition and process and technological parameters using statistical analysis, and evaluation of the different results and potential measures to be taken.

Key words:

Descriptive statistics, inductive statistics, regression analysis, correlation analysis, ANOVA, EDA, rails, mechanical properties.

Obsah

Seznam použitých zkratk	5
1. Úvod	6
2. Charakteristika činnosti organizace	7
2.1. Historie podniku	7
2.2. Výrobní sortiment	8
2.2.1. Výroba kolejnic	8
2.3. Systém řízení kvality	10
2.4. Systém řízení statistických metod v TŽ a.s.	11
2.4.1. Statistické metody aplikované v TŽ, a.s. a MS, a.s.	11
3. Teoretická východiska použitých metod	12
3.1. Popisná statistika	13
3.1.1. Data	13
3.1.2. Typy dat	13
3.1.3. Číselné charakteristiky	14
3.1.4. Popis dat pomocí grafických metod	16
3.1.5. Typy proměnných	17
3.1.6. Rozdělení pravděpodobnosti	18
3.2. Induktivní statistika	19
3.2.1. Základní soubor	19
3.2.2. Odhady parametrů základního souboru	20
3.2.3. Výběr ze základního souboru	20
3.2.4. Testování statistických hypotéz	21
3.3. Průzkumová analýza shromážděných dat	22
3.4. Analýza závislosti	25
3.4.1. Analýzy rozptylu	26
3.4.2. Korelační analýza	29

3.4.3.	Regresní analýza	31
3.4.4.	Podmínky klasického lineárního modelu	33
3.4.5.	Vícenásobná regresní analýza	36
4.	Vyjádření závislosti pevnosti v tahu a tažnosti na chemickém složení	38
4. 1.	Zdrojová data	38
4.1.1.	Zdrojová data – značka oceli R260	39
4.1.2.	Zdrojová data – značka oceli IH	41
4. 2.	Průzkumová analýza (EDA)	42
4.2.1.	Průzkumová analýza (EDA) - značka oceli R260	42
4.2.2.	Průzkumová analýza (EDA) - značka oceli IH	44
4. 3.	Ověření normality, homogenity a nezávislosti dat	45
4.3.1.	Normalita dat proměnné R_m	45
4.3.2.	Homogenity dat proměnné R_m	47
4.3.3.	Ověření nezávislosti dat proměnné R_m	48
4.3.4.	Ověření normality, homogenity a nezávislosti dat ostatní proměnné	49
4. 4.	Regresní rovnice značka oceli R260 profil 60E1	50
4.4.1.	Regresní rovnice pro pevnost v tahu	50
4.4.2.	Regresní rovnice pro tažnost	55
4.4.3.	Regresní rovnice pro tvrdost HB	58
4.4.4.	Potvrzení regresních rovnic	60
4. 5.	Shrnutí sestavení predikční rovnice - značka oceli R260 profil 60E1	63
4. 6.	Regresní rovnice značka oceli IH profil 136RE	65
4.6.1.	Regresní rovnice pro pevnost v tahu	65
4.6.2.	Regresní rovnice tažnosti	66
4.6.3.	Regresní rovnice tvrdosti HB	67
4. 7.	Shrnutí sestavení predikční rovnice - značka oceli IH profil 136RE	68
5.	Využití získaných poznatků k predikci vlastností kolejnic	70

5. 1.	Data	70
5. 2.	Statistická analýza dat	70
5. 2. 1.	Průzkumová analýza (EDA)	70
5. 2. 2.	Statistická analýza dat – ohřev	71
5. 2. 3.	Statistická analýza dat – válcování	72
5. 2. 4.	Statistická analýza dat – ochlazování.....	73
5. 2. 5.	Statistická analýza dat – rovnání kolejnic	74
5. 2. 6.	Shrnutí výsledku	74
6.	Závěr.....	77
	Literatura.....	79
	Seznam tabulek	82
	Seznam obrázku.....	83
	Seznam příloh	84

Seznam použitých zkratk

A5 – *tažnost (poměrné prodloužení – krátká zkušební tyč)*

AREMA - *American Railway Engineering & Maintenance-of-Way*

*Association (Asociace amerického železničního stavitelství a údržby
železničních cest)*

HB – *tvrdost podle Brinella*

KP - *kroková pec*

KSL - *kontislitek*

MS, a.s. – *Moravia steel a.s.*

R_m – *mez pevnosti*

STM – *sledování toku materiálu (výroby)*

TOP – *technicko-organizační pokyn*

TŽ, a.s. – *Třinecké železářny a.s.*

VH - *Válcovna předvalků a hrubých profilů*

VS - *výběrový soubor*

ZS - *základní soubor*

VIS – *výrobně informační systém*

1. Úvod

Statistika – jedno z nejmladších odvětví matematiky. Statistika je vědní obor zabývající se zkoumáním stavu a vývoje hromadných jevů, zahrnuje získávání, analýzu a interpretaci pozorovaných dat. Statistika hraje významnou roli v psychologickém výzkumu, pedagogice, sociologii a hlavně ve světě obchodu a ekonomiky. Vznikly dokonce specializace na statistické úlohy jako například ekonometrie, chemometrie, biometrie, psychometrie nebo klinická či obecná epidemiologie [1].

Statistické postupy lze rozdělit na metody explorační analýzy a metody konfirmační analýzy. Explorační analýza dat (EDA) je ve statistice souhrn metod používaných pro průzkum dat a hledání hypotéz. Konfirmační analýza zahrnuje například intervaly spolehlivosti a regresní analýzu.

Regresní analýza dat patří mezi nejpoužívanější statistické metody používané v mnoha oborech (výzkum, ekonomie, zdravotnictví, přírodní zdroje, vojenství...). Její přitažlivost spočívá ve schopnosti odhalit a kvantifikovat funkční vztahy mezi proměnnými. Umožňuje také testovat různé hypotézy o těchto vztazích. Nalézá široké uplatnění v mnoha oblastech běžného života. Regresní analýza také pomáhá předvídat důsledky některých rozhodnutí: Jaký bude mít vliv zlepšení kvality silnic na počet smrtelných nehod? Jak s nárůstem populace vzroste poptávka po službách? [1].

Cílem této diplomové práce bylo sestavení predikčních regresních rovnic pevnosti v tahu a tažnosti kolejnic na chemickém složení pomocí vícenásobné regresní analýzy. Statistická analýza byla realizována v Třineckých železárnách na Válcovně předvalků a hrubých profilu. Tato analýza byla konfrontována s normou ČSN EN 13674-1. V další části práce byly posuzovány vlivy vybraných procesně technologických parametrů, jako je ohřev, válcování ochlazování a rovnání kolejnic na finální tvrdost temene kolejnice. Cílem analýzy bylo posouzení vlivu sledovaných parametrů na finální tvrdost kolejnic a návrhy opatření ke zvýšení tvrdosti.

2. Charakteristika činnosti organizace

Třinecké železárny v Třinci patří k nejvýznamnějším průmyslovým podnikům v České Republice. Jsou významným výrobcem ocelových dlouhých válcovenských výrobků. Na výrobě oceli v Česku se podílejí z více než jedné třetiny.



Obrázek 1 Třinecké železárny

2.1. Historie podniku

Založení podniku se datuje rokem 1839, do 70. let 19. století produkovaly Třinecké železárny především surové železo, které se zpracovávalo ve slévárnách v Třinci nebo se převáželo k dalšímu zkujňování do jiných hutí Těšínské komory. V roce 1905 prodal Bedřich Habsburský hut' Pozemkovému úvěrnímu ústavu ve Vídni, byla tak založena Rakouská báňská společnost a Třinecké železárny tvořily její nejvýznamnější část.

Po vzniku Československa byly Třinecké železárny součástí Báňské a hutní akciové společnosti a podíleli se z jedné čtvrtiny na celkové československé výrobě oceli. Po druhé světové válce byly Třinecké železárny znárodněny a jejich rozvoj pokračoval i v období socialismu, kdy byl těžkému průmyslu přikládán strategický význam, především v 80. letech 20. století, kdy ročně vyráběly 3,2 milionu tun oceli. V roce 1996 se stala majoritním vlastníkem Třineckých železáren společnost Moravia Steel. S příchodem nového vlastníka nastal proces transformace a restrukturalizace. Stanovení firemní mise „Společně pro příští

generace.“ a uskutečňování vize „Vyspělá průmyslová společnost vycházející z tradic hutní výroby.“ se stává základem pro tvorbu nové podnikové strategie [2]. Za celou svou dosavadní historii vyrobila společnost TŽ a.s. téměř 170 milionu tun oceli a z ní válcovenských výrobků, které nacházejí své uplatnění na trhu po celém světě.

Součástí skupiny Třinecké železářny – Moravia Steel je celá řada dalších dceřiných společností. K červenci 2011 jsou to zejména Energetika Třinec, a.s., Strojírny Třinec, a. s., Slévárny Třinec, a. s., Refrasil, s. r. o., Řetězárna, a. s., Sochorová válcovna TŽ, a. s., VÚHŽ a.s., Materiálový a metalurgický výzkum s.r.o., Šroubárna Kyjov, spol. s r.o., Hanácké železářny a pérovny, a.s., Kovárna Viva a.s., Metalurgia S. A, Soukromá střední škola Třinec a nejnověji D&D Drátáři Zrt [3].

2.2. Výrobní sortiment

Výrobní provozy společnosti TŽ a.s. zahrnují komplexní cyklus od výroby koksu, až po finální za tepla válcovaný ocelový produkt. Provoz koksochemická výroba je tvořena dvěma koksárenskými bateriemi. Vyrobený koks je používán ve vlastních vysokých pecích spolu s rudnou vsázkou připravenou ve dvou aglomeracích. Vyrobené surové železo zpracovává kyslíkokonvertorová ocelárna vybavená kompletní pánvovou metalurgií a dvěma zařízeními pro plynule odlévání oceli – blokovým a sochorovým. Ocel je vyráběna i v elektroocelárně [3].

Bloky, sochory a ingoty z oceláren tvoří vsázkou pro provozy válcoven v Třinci – válcovnu předvalků a hrubých profilů, střední trať, válcovnu drátu a jemných profilů a také pro válcovnu trub v Ostravě a univerzální trať v Bohumíně a Kladenské sochorové válcovny. Blokové schéma materiálových toků a technologie je uvedeno v příloze 1. Doprovodné produkty, které vznikají v hutní výrobě, zpracovává provoz druhotných surovin na umělé kamenivo a další stavební materiál [3].

2.2.1. Výroba kolejnic

V současnosti se v TŽ, a.s. na Válcovně předvalků a hrubých profilů vyrábějí *širokopatní kolejnice, kolejnice pro výrobu výhybek, tramvajové žlábkové kolejnice a důlní kolejnice*.

Pro výrobu kolejnic se používají oceli s kovonosnou vsázkou s vysokým podílem surového železa a nízkou úrovní nežádoucích doprovodných prvků. Zkujňování probíhá ve dvou *kyslíkových konvertorech typu LD* o obsahu 180 tun. Samotná kolejnicová ocel se produkuje bezhliníkovou technologií s bezstruskovým odpichem tavby. Pro ohřev oceli na vakuovací teplotu, dezoxidaci a případné korekce chemického složení, slouží *pánvová LF pec*, nebo *chemický ohřev oceli*. *Předlitky* jsou vyráběny plynulým odléváním oceli na *pětiproudem radiálním zařízení*. Ocel vytéká přes pánev do *mezipánve* a z ní je pak odebírán vzorek pro stanovení chemické analýzy. Pro výrobu kolejnic jsou odlévány *předlitky formátu 300 x 350 mm* a samotný krystalizátor je vybaven automatickým řízením hladiny oceli. Předlitky dělíme na požadované délky *kyslíkometanovými hořáky*. Značení probíhá automaticky čelním razícím strojem [3].

Před vstupem do krokové pece se provádí apretace kontislitku a také nástřik pro dosažení nízkého oduhličení povrchu. Předlitky jsou ohřívány pomocí směsného plynu v *krokové peci fy AMCO*, která zaručuje optimální rozdělení teplot v průřezu a délce, což garantuje předepsané rozměrové a mechanické hodnoty. Při sazení do pece se každý předlitek eviduje v *systému sledování toku materiálu (STM)*, který zaručuje stoprocentní identifikaci předlitku v celém tvářecím procesu až po samotnou expedici kolejnic. Automatický ohřev v krokové peci je řízen dynamickým modelem, který zabezpečuje dodržení ideální ohřevné křivky pro daný sortiment, při minimálním oduhličení a nízké tvorbě nežádoucích emisí.

Po výstupu z pece se z předlíků odstraňují okuje *vysokotlakými ostříky*. Na *předválnovacím duu* o průměru 960 mm se předválnek válcuje devíti průchody na předepsaný vstupní rozměr pro vratnou trať. Tu tvoří *čtyři duo-válnovací stolice* s válci o průměru 880 až 900 mm uspořádanými v otevřeném pořadí. Kolejnice válcujeme na druhé až čtvrté stolici, devíti průchody dosahujeme více než desetinásobného stupně přetváření. Pro zabezpečení požadované povrchové kvality je na vstupu do kalibrů nainstalován *ostřík okují*, který zaručuje odstranění sekundárních okují vzniklých při válcování. Předepsaná válcovací teplota je zaznamenána v *systému STM*. Poslední tři stolice s přepjatými stojany zaručují vysokou tuhost při minimálním rozptylu rozměrových tolerancí po celé délce kolejnice. Za poslední stolicí je umístěno *laserové měření kolejnic za tepla* pro kontinuální měření celého kolejnicového pásu. Kontrolu povrchu kolejnic provádíme pomocí 3 *HD kamer* se záznamem a vyhodnocením dat.

Na odválnovanou kolejnici jsou v návaznosti na sledování toku materiálu raženy čtyřmi *stacionárními razičkami* požadované údaje, tavba, číslo proudu a příslušné pořadové číslo předlitku. Po odřezání technologického odpadu z předního konce se kolejnicové pásy

odsunují v maximální délce 78 metrů na chladicí lože. Po samovolném rovnoměrném ochlazení kolejnic na vzduchu se provádí dorovnání na *rovnacím zařízení fy Mannesman – Demag- Sack*. Toto zařízení tvoří kombinace dvou rovnacích agregátů, které umožňuje rovnání v horizontální a vertikální ose.



Obrázek 2 Vratná trať na provozu VH

Po vyrovnání kolejnic je provedena stoprocentní kontrola vnitřní homogenity na *ultrazvukové lince NDT - SONOTRON5.1*, kontrolu je možno provádět až 22 sondami. Povrchové vady kolejnice jsou kontrolovány *linkou NDT - EDDYTRON 4.1*, která pracuje na principu vířivých proudů. Přímost pojezdové hrany v obou rovinách a rozměrové parametry kolejnic jsou průběžně proměřovány a kontrolovány laserovým zařízením a automatickým vyhodnocováním naměřených parametrů. Všechna tato zařízení jsou součástí *Měřicího centra*. Po ultrazvukové kontrole a kontrole povrchových vad, laserovém měření, které se provádějí v toku, jsou kolejnice podrobeny zkouškám v nezávislé zkušebně, kde se provádí zkoušky mechanických vlastností, makro a mikroskopické hodnocení [3].

V úpravně kolejnic jsou instalovány *lisy fy BERNER* k případnému dorovnání konců kolejnic a *pilovací stroje fy WAGNER a MECANESCAUT*, kterými se provádí děrování a dělení kolejnic na přesné délky. V současné době lze expedovat kolejnice o délce 75 metrů.

2.3. Systém řízení kvality

Od roku 1991, kdy bylo rozhodnuto o vybudování systému kvality v Třineckých železárnách podle požadavků evropských norem ISO řady 9000, probíhala po dobu dvou let přípravná fáze zakončena v říjnu 1993 úspěšným certifikačním auditem.

Výroba kolejnic je jedním z nejdůležitějších nosných programů, a proto je výrobě kolejnic věnována z pohledu systému kvality mimořádná pozornost. Certifikační firmou TÜV NORD, byly uděleny následující certifikáty: systém kvality podle ISO 9001, systém environmentálního managementu podle ISO 14001 a systém managementu kvality podle VDA6, část 1. Udělené certifikáty se vztahují na celý výrobní proces od zpracování poptávky, nabídky a kupní smlouvy přes vývoj technologie a technický rozvoj, samotnou výrobu až po kontrolu a zkoušení hotových výrobků a služby zákazníkům. Výrobní proces je sledován pomocí kontrolních bodů a postupů, tak aby v každém směru byla zajištěna kvalita výrobků, která musí vyhovět požadavkům zákazníka, smlouvám, normám a jiným specifickým požadavkům [3].

Kolejnice jsou v průběhu svého technického života vystaveny extrémnímu vysokému zatížení. Splnění kvalitativních požadavků po stránce materiálových vlastností a dodržení geometrických parametrů vyráběných kolejnic je zabezpečováno pomocí propracovaného systému zkoušení a měření s následnou přejímkou. Po ultrazvukové kontrole vnitřní homogenity, kontrole povrchových vad vířivými proudy, jsou kolejnice podrobeny zkouškám v nezávislé mechanické zkušebně, kde je prováděna: zkouška mechanických vlastností, makro a mikroskopické vyhodnocení, na základě požadavků zákazníka je možno provádět další zkoušky jako například rázovou zkoušku, zkoušku tvrdosti, obsahu kyslíku, oduhličení atd. jednotlivé výsledky a hodnoty jsou dokumentovány a atestovány [3].

2.4. Systém řízení statistických metod v TŽ a.s.

Statistické metody jsou TŽ, a.s. vymezeny technicko – organizačním pokynem *TOP – TŽ 20/01 Statistické metody*. Cílem tohoto *TOP* je využití statistických metod v oblasti vývoje, výroby k odhalování a analýze příčin způsobující odchylky v kvalitě a ke zdokonalení kvalitativních parametrů výrobku a výrobního procesu [4].

2.4.1. Statistické metody aplikované v TŽ, a.s. a MS, a.s.

Mezi statické metody aplikované v TŽ, a.s. a MS, a.s. podle *TOP – TŽ 20/01* patří [4]:

I. Nástroje a metody univerzálního použití:

- 1. jednoduché nástroje řízení kvality (kontrolní formuláře, tabulky, mapy vad, histogram četnosti, Paretova analýza, Ishikawův, postupový a bodový diagram).*

2. *Nástroje managementu kvality (afinitní diagram, stromový diagram, diagram PDCA, maticový diagram, analýza údajů v matici, síťový diagram).*
 3. *Brainstorming.*
 4. *Popisná statistika, odhady parametrů rozdělení náhodné veličiny.*
- II. Metody pro plánování kvality.*
1. *QFD (Dům jakosti).*
 2. *APQP (pokročilé plánování projektů).*
 3. *hodnotová analýza, přezkoumání návrhu.*
- III. Metody pro monitorování a zlepšování procesů.*
1. *hodnocení způsobilosti procesů a zařízení.*
 2. *Testování hypotéz.*
 3. *Regresní a korelační analýza.*
 4. *ANOVA - analýza rozptylu.*
 5. *MSA - analýza systému měření.*
 6. *Metody predikční údržby.*
 7. *PPAP - pokročilé metody vzorkování.*
 8. *8D report.*
- IV. Metody hodnocení jakosti*
1. *Hodnocení nákladů na jakost.*
 2. *Benchmarking.*

3. Teoretická východiska použitých metod

Statistika je naukou, jak získat informace z numerických dat. Pomáhá nám při přípravě a provedení výzkumu a při vyhodnocení získaných výsledků. Poskytuje prostředky a koncepty, které umožňují pracovat s výsledky tak, abychom porozuměli určitému problému [1]. Statistika je věda, která se snaží zkoumat reálná data na základě metod, které jsou založeny na teorii pravděpodobnosti. Statistiku můžeme rozdělit na tři části: získávání dat, analýzu dat a statistické usuzování:

- I. Získávání dat spočívá v získávání, shromažďování a zaznamenávání údajů o statistických jednotkách. Základními metodami získávání dat jsou dotazování, pozorování a měření.

- II. Analýza dat představuje organizaci dat a popis dat pomocí grafů, numerických souhrnů a dalších matematických propracovaných prostředků. Této oblasti se říká popisná statistika.
- III. Statistické usuzování (inference, induktivní statistika). Cílem statistického usuzování je vyvodit na základě vzorku dat závěry, které jsou platné pro celý základní soubor, ze které vzorek pochází. Neprovádí jenom závěry, ale dodává k nim ji zhodnocení, jak jsou tyto závěry spolehlivé [1].

3.1. Popisná statistika

Popisná (deskriptivní) statistika se zabývá uspořádáním získaných dat do přehledné formy, která poskytuje souhrnný obraz zkoumaného jevu [1].

Statistický soubor analyzovat dvěma způsoby:

- I. Pomocí grafických metod.
- II. Pomocí číselných charakteristik.

3.1.1. Data

Před vlastním zpracováním dat je nutné zabývat se přípravou a kontrolou dat, protože předpokladem správné analýzy jsou správná data. Použité statistické metody závisí na typu dat, proto je vhodné při analýzách postupovat následovně [5]:

- I. Formulovat problém (co chceme zjistit).
- II. Definovat, jaká data k tomu potřebujeme.
- III. Shromáždit potřebná data.
- IV. Kontrola dat.
- V. Provést vlastní statistickou analýzu.
- VI. Interpretovat výsledky.

3.1.2. Typy dat

Data jsou zjišťována buď u různých statistických jednotek (vzorky, výrobky, pracovníci ...), nebo u stejného objektu v různých časových obdobích. Obvykle u statistických jednotek sledujeme více vlastností (znaků). Rozlišujeme dva typy dat [5]:

- I. Kvantitativní (číselné) údaje, které buď byly naměřeny (teplota vzduchu v místnosti), nebo jinak zjištěny (měsíční mzda pracovníka).
- II. Kvalitativní (znakové) údaje, které vyjadřují určité neměřitelné vlastnosti (pohlaví, barva vlasů) a které jsou představovány čísly, písmeny nebo slovy („muž“, „žena“); vyjadřující příslušnost k určité kategorii, proto se též nazývají kategoriální.

3.1.3. Číselné charakteristiky

Číselné charakteristiky jsou ve statistice definovány podobně jako charakteristiky diskrétních náhodných veličin s tím rozdílem, že pravděpodobnost $p(x_i)$ nahradíme relativními četnostmi f_i/n . takové charakteristiky nazýváme empirické číselné charakteristiky. Protože mezi číselnými charakteristikami počítaných ze základního souboru a z výběrového souboru je zásadní kvalitativní rozdíl, je potřeba rozlišit je i v použité symbolice. Základní charakteristiky jsou konstanty, výběrové charakteristiky jsou náhodné veličiny. Základní charakteristiky jsou značeny řeckými písmeny, výběrové charakteristiky odpovídajícími latinskými písmeny [6].

Číselné charakteristiky lze dělit podle způsobu konstrukce na momentové, kvantilové a ostatní podle toho, které vlastnosti frekvenční funkce popisují a to na [7]:

- I. **Charakteristiky polohy** – charakterizují střed, kolem něhož kolísají hodnoty. Nejvýznamnější z nich jsou:
 - 1. Aritmetický průměr \bar{x} - je definován jako součet všech naměřených údajů vydělený jejich počtem.
 - 2. Medián Me nebo \tilde{x} - znamená hodnotu, jež dělí řadu podle velikosti seřazených výsledků na dvě stejné početné poloviny více v literatuře [6].
 - 3. Modus Mo nebo \hat{x} - hodnota jenž se v datech vyskytuje nejčastěji.
 - 4. Maximum x_{max} , minimum x_{min} - představuje nejvyšší, nejnižší hodnotu ze všech vstupních údajů.
 - 5. Dolní kvartil x_{25} , horní kvartil x_{75} , percentily, decily více v literatuře [7].
- II. **Charakteristiky variability** – udávají kolísání hodnot kolem zvoleného středu, základními jsou:
 - 1. Rozptyl s^2 – je definován jako průměrná kvadratická odchylka měření od aritmetického průměru, přičemž při průměrování této odchylky dělíme číslem

$(n-1)$; určuje variabilitu rozdělení souboru náhodných hodnot kolem její střední hodnoty.

$$s^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n-1} \quad (1)$$

2. Směrodatná odchylka s - je odmocninou rozptylu a vrací míru rozptýlenosti do měřítka původních dat.

$$s = \sqrt{s^2} = \sqrt{\frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n-1}} \quad (2)$$

3. Variační rozpětí R – odečtení minimální hodnoty od maximální
4. Variační koeficient (koeficient variace) VK – počítáme ho, když chceme porovnat rozptýlenost dat skupin měření stejné proměnné s různým průměrem, nebo v těch případech, kdy se mění velikost směrodatné odchylky, tak že je přímo závislá na úrovni měřené proměnné a také když chceme porovnat relativní variabilitu veličin s různými jednotkami, protože VK má bezrozměrný charakter a udává se v procentech.

$$VK = 100 \frac{s}{\bar{x}} \quad (3)$$

III. **Charakteristiky asymetrie (šikmosti) as** - charakteristika rozdělení náhodné veličiny, která popisuje jeho nesymetrii. Nulová šikmost značí, že hodnoty náhodné veličiny jsou rovnoměrně rozděleny vlevo a vpravo od střední hodnoty. Kladná šikmost značí, že vpravo od průměru se vyskytují odlehlejší hodnoty nežli vlevo a většina hodnot se nachází blízko vlevo od průměru. U záporné šikmosti je tomu naopak.

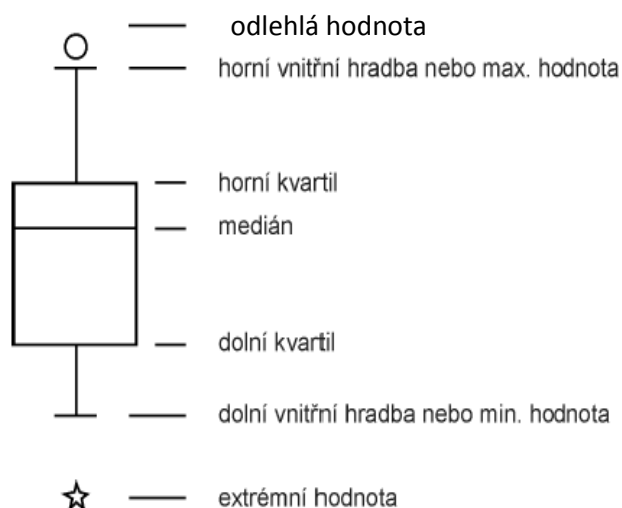
IV. **Charakteristiky špičatosti ex** - je charakteristika rozdělení náhodné veličiny, která porovnává dané rozdělení s normálním rozdělením pravděpodobnosti. Normální rozdělení má špičatost nula. Kladná špičatost značí, že většina hodnot náhodné veličiny leží blízko její střední hodnoty a hlavní vliv na rozptyl mají málo pravděpodobné odlehlé hodnoty. Křivka hustoty je špičatější, nežli u normálního rozdělení. Záporná špičatost značí, že rozdělení je rovnoměrnější a jeho křivka hustoty je plošší nežli u normálního rozdělení.

3.1.4. Popis dat pomocí grafických metod

Účelem analýzy je přehledně zpřístupnit data graficky, aby byly dobře patrné jejich statistické vlastnosti a umožnilo také srovnávání různých podskupin dat a kategorií [1]. Nástroje popisné statistiky jsou využívány také k průzkumové analýze dat a rovněž pro ověření předpokladu o shromážděném souboru dat.

Krabicový graf

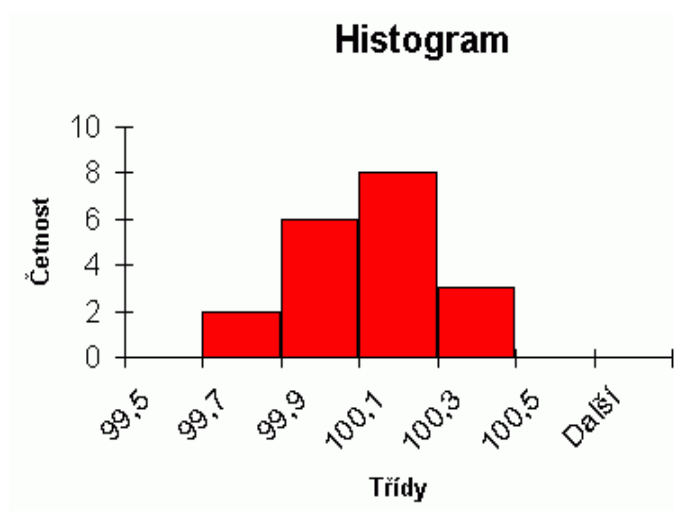
Používá se pro znázornění jedné množiny dat, ale ještě častěji, pro porovnání několika skupin dat. Krabicový graf (obrázek 3) dovoluje posoudit a porovnat jak centrální tendence dat, tak jejich rozptýlenost. Krabice obsahuje 50% dat. Je rozdělaná mediánem na dvě části. Její dolní hrana je určena dolním (prvním) kvantilem a horní hrana třetím kvantilem [1].



Obrázek 3 Krabicový graf.

Histogram

Histogram (obrázek 4) je sloupcový diagram znázorňující rozdělení četnosti hodnot ve vhodně zvolených intervalech (třídách) a je považován za základní grafický nástroj hodnocení shromážděných údajů [8]. Jde o obrys sloupcového grafu, kde jsou na ose x jednotlivé třídy, definující šířku sloupců. Výšky sloupců odpovídají empirickým hustotám pravděpodobnosti. Kvalitu histogramu ovlivňuje počet tříd [9]. Více o této problematice v literatuře [7], [6].



Obrázek 4 Histogram.

Bodový diagram

Bodový diagram je grafickou metodou pro studium vztahů mezi dvěma proměnnými. Pomocí bodového diagramu lze posuzovat například vzájemnou závislost mezi dvěma znaky jakosti výrobku, souvislosti mezi určitým znakem jakosti výrobku a jednotlivými parametry procesu podobně. Rozmístění bodů v bodovém diagramu, které odpovídá jednotlivým dvojicím hodnot příslušných proměnných, charakterizuje směr, tvar a míru těsnosti závislosti mezi sledovanými proměnnými [8]. Více v literatuře [7].

Regulační diagramy

Je to základní grafický nástroj umožňující odlišit variabilitu procesu vyvolanou vymezitelnými příčinami od variability vyvolané náhodnými příčinami [8]. Je to grafická pomůcka zobrazující vývoj variability procesu v čase využívající principu testování statistických hypotéz [7].

3. 1.5. Typy proměnných

Statistická analýza se zabývá analýzou dat, která se získávají zjištěním hodnot předem definovaných proměnných. Proměnné nebo znaky jsou charakteristiky prvků základního souboru.

Rozlišujeme závislé a nezávislé proměnné. Abychom porozuměli zkoumaným otázkám v určité studii, musíme tyto proměnné správně identifikovat. Závislou proměnnou

označujeme také jako odpověďová, kriteriální nebo cílová. Nezávisle proměnné nazýváme prediktor nebo vysvětlující proměnná. Často se předpokládá mezi proměnnými příčinný vztah, což znamená, že změna nezávislé proměnné způsobuje změnu závislé proměnné bez ohledu na přítomnost jiných proměnných [1].

Příkladem závislé a nezávislé proměnné mohou být následující dvojice proměnných, kdy jde o [1]:

- I. Závislost prospěchu (závislá proměnná) na pohlaví žáka v dané věkové kategorii (nezávislá proměnná).
- II. Závislost průměrného prospěchu (závislá proměnná) na počtu žáku ve třídě (nezávislá proměnná).
- III. Závislost hladiny cholesterolu v krvi (závislá proměnná) na příjmu živočišných tuků (nezávislá proměnná).

Při zkoumání dat hovoříme o rozdělení proměnné. Tímto výrazem rozumíme to, jaké hodnoty proměnná nabývá a jak často se tyto hodnoty vyskytují. Pojem rozdělení proměnné pomáhá popsat statistické chování proměnné.

3. 1. 6. Rozdělení pravděpodobnosti

Předpis, který přiřazuje každému výsledku náhodného pokusu určité číslo, se nazývá náhodná proměnná. Náhodná proměnná je tedy funkce, jež zobrazuje prostor výsledků do reálných čísel. Náhodná proměnná nabývá určité hodnoty nebo je obsažena v určitých intervalech hodnot. Tyto pravděpodobnosti nazýváme pravděpodobnostní rozdělení [1].

Rozdělení pravděpodobnosti náhodné veličiny je pravidlo, kterým každému jevu popisovanému touto veličinou přiřazujeme určitou pravděpodobnost. Rozdělení pravděpodobnosti lze také chápat jako zobrazení, které každému elementárnímu jevu přiřazuje určité reálné číslo, které charakterizuje pravděpodobnost tohoto jevu [10].

Podle oboru hodnot lze náhodné proměnné rozdělit na [7]:

- I. Diskrétní náhodné proměnné – oborem hodnot je spočtená množina.
- II. Spojité náhodná proměnné - oborem hodnot je interval.

Důležitá diskrétní rozdělení jsou: Alternativní rozdělení (X nabývá pouze dvou hodnot 0 nebo 1), Rovnoměrné rozdělení (například hod kostkou), Poissonovo rozdělení, Binomické rozdělení (n pokusů se stejnou pravděpodobností), Geometrické rozdělení, Hypergeometrické rozdělení.

Mezi důležitá Spojitá rozdělení patří: Normální rozdělení (označované také jako Gaussovo rozdělení), Rovnoměrné rozdělení, Logaritmicko-normální rozdělení (také log-normální rozdělení), Exponenciální rozdělení, Studentovo rozdělení, Fischerovo-Snedecorovo rozdělení, χ^2 rozdělení (Chí kvadrát). Více o jednotlivých typech rozdělení v literatuře [11].

3.2. Induktivní statistika

Statistické usuzování (statistické inference, induktivní statistika) zahrnuje způsoby usuzování o vlastnostech celku, z něhož byla množina hodnot statistický vybrána. Musíme mít na zřeteli to, že výběr by měl být nahodilý nikoli cílený. Rozlišujeme dvě formy statistického usuzování: odhadování a testování hypotéz [1]. Odhadování vede k určení parametrů neznámého rozdělení. Testování hypotéz poskytuje jisté zdůvodnění pro úvahy, zda danou hypotézu o parametru nebo pravděpodobnostním rozdělení je možno zamítnout nebo přijmout.

3.2.1. Základní soubor

Veličiny, která je předmětem statistického sledování se nazývá sledovaný znak hodnoty, které může nabývat, tvoří základní statistický soubor (ZS). Každá jeho část je tak zvaný výběrový soubor (VS), ten může být, získám různými způsoby ze základního souboru, nejčastěji náhodným výběrem, kdy každý prvek základního souboru má stejnou pravděpodobnost, že bude vybrán. Náhodný výběr o rozsahu n interpretujeme jako náhodný vektor (X_1, \dots, X_n) . Statistické metody a postupy, které umožňují činit z údajů získaných ve výběrovém souboru závěry o základním souboru, nazýváme statistickou indukcí [6].

Jestliže vybraná hodnota je například x_i , říkáme, že náhodná proměnná X_i nabyla hodnotu x_i . Hodnota x_i se může vyskytovat i vícekrát, obecně f_i -krát. Číslo f_i nazýváme četností znaku x_i [6].

Předpokládejme, že znak x může nabývat hodnot, které uspořádáme podle velikosti $x_1 < x_2 < \dots < x_n$. Interval $< x_1; x_n >$ je variační interval argumentu X . hodnota $R = x_n - x_1$ je variační rozpětí. Hodnoty x_i seřazené podle velikosti i s příslušnými četnostmi vznikne variační řada. Hodnota $F_i = \sum_{k=1}^i f_k$ je kumulativní četnost do x_i , f_i/n je relativní četnost, F_i/n je relativní kumulativní četnost [12].

3.2.2. Odhady parametrů základního souboru

Úkolem statistické indukce je zobecnění výsledku získaných ze vzorku na základní soubor. Mezi hlavní úkoly patří odhady charakteristik (parametrů) základního souboru.

Rozlišujeme [7]:

- I. Bodové odhady,
- II. intervalové odhady.

Bodový odhad parametru β je funkce $\varphi(X_1, \dots, X_n)$ náhodných veličin X_1, \dots, X_n . Necht' $\varphi(X_1, \dots, X_n)$ je náhodná veličina. Konkrétní realizace této náhodné veličiny prohlásíme za aproximaci neznámého parametru ZS. Je-li β parametr ZS, pak $\hat{\beta}$ značí odhad.

Bodový odhad μ a σ^2 .

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_i X_i \quad (4)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{(n-1)} \sum_i (X_i - \bar{X})^2 \quad (5)$$

Intervalový odhad parametru β ZS je interval $\langle \beta_1, \beta_2 \rangle$, v němž leží skutečná hodnota parametrů s pravděpodobností $1 - p$. Interval $\langle \beta_1, \beta_2 \rangle$ se nazývá interval spolehlivosti nebo konfidenční interval pro parametr β na hladině významnosti p nebo se stupněm spolehlivosti $1 - p$ [12]. Více o intervalovém odhadu v literatuře [13] a [7].

Hladina významnosti p (v některé literatuře označována α) je pravděpodobnost toho, že skutečná hodnota odhadovaného parametru neleží uvnitř intervalu spolehlivosti. Hladina významnosti se volí velmi malá nejčastěji 0,05; 0,01.

Stupeň spolehlivosti $1 - p$ vyjadřuje pravděpodobnost toho, že skutečná hodnota parametru leží v intervalu spolehlivosti. Matematické vztahy pro výpočet bodových odhadů parametrů náhodné veličiny a jejich konfidenčních intervalů závisí na typu náhodné veličiny, tedy na tvaru rozložení její hustoty pravděpodobnosti a ty jsou uvedeny v literatuře [14].

3.2.3. Výběr ze základního souboru

Základní soubor (ZS) je statistický soubor, z něhož pořizujeme empirický výběr (vzorek). Je reprezentován souborem všech hodnot sledovaného argumentu. Velmi důležitý je způsob provedení výběru ze ZS. Nejvhodnější by byl výběr reprezentativní, to je takový, který by co nejlépe charakterizoval ZS. To ale předpokládá, že jsou vlastnosti ZS známy, a to nebývá často [12]. Proto vytváříme náhodný výběr.

Náhodný nebo pravděpodobnostní výběr ze ZS je takové vytvoření její podmnožiny, kdy [1]:

- I. každý prvek ZS má známou pravděpodobnost, že bude do výběru zařazen;
- II. výběr je proveden pomocí metody, jež tyto pravděpodobnosti výběru realizuje;
- III. pravděpodobnosti výběru prvků se uvažují při zpracování získaných dat.

Podle způsobu získávání můžeme uvést tyto výběry [12]:

- I. náhodný výběr s opakováním – každý prvek ZS se hned po vybrání vrací zpět. Každý prvek má při každé volbě stejnou pravděpodobnost výběru
- II. náhodný výběr bez opakování – vybraný prvek se již do ZS nevrací. To znamená, že pravděpodobnost výběru prvků se nemění (u souboru s velkým rozsahem není nutno rozlišovat mezi náhodným výběrem s opakováním nebo bez opakování);
- III. stratifikovaný náhodný výběr – ZS nejprve rozdělíme na dílčí oblasti a v nich provedeme náhodný výběr, rozsah výběru volíme úměrný rozsahu oblasti;
- IV. systematický výběr – tato metoda soupisem a očíslováním prvků ZS. Ze seřazeného ZS vybereme z prvních k prvků, náhodně jeden prvek a od něj počínajíc vybereme k -tý, $2k$ -tý, ... prvek.

3.2.4. Testování statistických hypotéz

Mezi problémy, které řeší statistická indukce, patří testování statistických hypotéz. Statistická hypotéza je tvrzení, které se týká neznámé vlastnosti rozdělení pravděpodobnosti náhodné proměnné, náhodného vektoru nebo jeho parametrů [12].

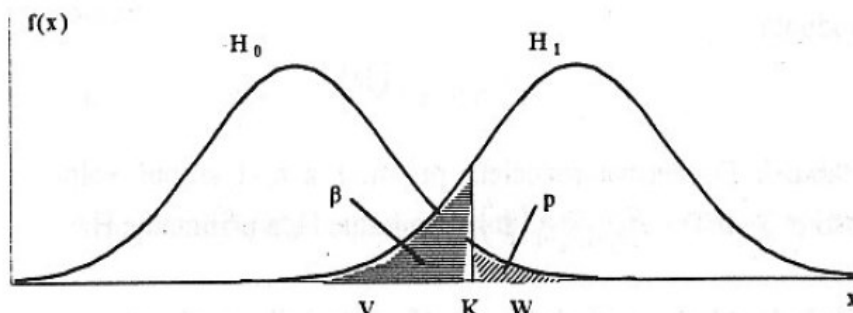
Předpoklad, který vyslovíme a chceme ověřit, nazýváme nulová hypotéza a značíme H_0 . Ověření platnosti H_0 se nazývá testování nulové hypotézy. Pro případ, že H_0 neplatí, je potřeba uvést jinou alternativu než H_0 . Tato možnost se nazývá alternativní hypotéza a označuje se H_1 [10]. Obecně H_1 nemusí být negací H_0 .

Princip testování

Sestrojí se testovací kritérium T , které je z hlediska teorie pravděpodobnosti náhodná veličina. T se sestrojí tak, aby měla některé z tabelovaných rozdělení a to právě tehdy, když platí H_0 . Vypočítané T chápeme jako realizaci této náhodné veličiny. T se porovnává s kritickou hodnotou [6]:

Při ověřování (testování) hypotézy postupujeme vždy standardním způsobem, který má tyto kroky [15] :

- I. formulace nulové hypotézy H_0 a alternativní hypotézy H_1 ,
- II. výpočet testovacího kritéria T ,
- III. nalezení kritické hodnoty K pro hladinu významnosti p ,
- IV. porovnání K a T , ponechání nebo zamítnutí H_0 .



Obrázek 5 Pravděpodobnost chyby 1. a 2. Druhu [6].

Kritická hodnota K rozděluje obor hodnot náhodné veličiny T na kritický obor W a obor přijetí V . Je-li $T > K$ neboli $T \in W$, H_0 se zamítá a je-li $T < K$ neboli $T \in V$, H_0 se přijímá.

Při testování se můžeme dopustit těchto chyb [6]:

Chyba prvního druhu – zamítáme hypotézu, která platí. Pravděpodobnost chyby prvního druhu se značí p (hladina významnosti) a její smysl je vyjádřen zápisem

$$p = P(T \in W | H_0) . \quad (6)$$

Chyba druhého druhu – přijme hypotézu, která neplatí. Pravděpodobnost chyby druhého druhu se označuje β a její smysl je vyjádřen zápisem

$$\beta = P(T \in V | H_1) \quad (7)$$

$$\beta = 1 - P(T \in W | H_1) \Rightarrow 1 - \beta = P(T \in W | H_1). \quad (8)$$

Tato pravděpodobnost je síla testu. To je pravděpodobnost, že test povede k oprávněnému zamítnutí testované hypotézy H_0 .

3.3. Průzkumová analýza shromážděných dat

Průzkumová (explorační) je založena na ověření předpokladu o získaných datech. Předpokládá se, že každá analýza dat začíná pečlivým prozkoumáním struktury dat, které nám

poskytuje přehled o chování proměnných dat, abychom mohli přistoupit ke komplexnější analýze dat [1].

Tabulka 1 Přehled základních grafických metod a testů ověření předpokladu [16].

Ověřovaný předpoklad	Grafické metody	Testování statistických hypotéz
Normalita dat	<i>Q-Q graf. Diagram pravděpodobnosti (Normal Probability Plot). Křabicový graf. Histogram.</i>	<i>Test chí kvadrát (pro soubory o rozsahu $n < 100$). Shapiro-Wilkův test (pro soubory o rozsahu $3 \leq n \leq 100$). Test výběrové šikmosti (pro soubory o rozsahu $n \geq 8$). Test výběrové špičatosti (pro soubory o rozsahu $n \geq 8$). Kombinovaný test šikmosti a špičatosti pro soubory o rozsahu $20 \leq n \leq 1000$).</i>
Homogenita dat	<i>Q-Q graf. Diagram pravděpodobnosti (Normal Probability Plot). Křabicový graf. Histogram.</i>	<i>Dixonův test. Grubbsův test.</i>
Nezávislost dat	<i>Graf autokorelace.</i>	<i>Neparametrické testy náhodnosti. Test významnosti autokorelačního koeficientu.</i>

Většina postupů analýzy dat a z ní plynoucí závěry jsou závislé na splnění základních předpokladů, za nichž byly odvozeny. Pokud nejsou předpoklady o datech splněny, jsou získány nesprávné výsledky a učiněny nesprávné závěry. Základní ověřované předpoklady jsou [16]:

- I. normalita dat,
- II. homogenita dat,
- III. nezávislost dat.

Základní postupy ověřování předpokladu o datech se vzájemně doplňují a tvoří komplexní statistickou analýzu dat. Jedná se o grafické znázornění exploratorních grafů a testování statistických hypotéz. Přehled základních grafických metod ověření předpokladu a ověření pomocí testování statistických hypotéz nalezneme v tabulce 1.

Normalita výběru

Na předpokladu normality je založená celá standardní statistická analýza dat. Provedení kroku, že data pocházejí z normálního rozdělení nezbytné před každou analýzou

jednorozměrných a více rozměrných dat. Nejčastěji jsou používány krabicové grafy, Q-Q grafy (kvantilově-kvantilový graf), P-P grafy (pravděpodobnostní graf), histogramy. U testování hypotéz jsou využívány testy: chí-kvadrát, Shapiro-Wilkův test, Andersonův – Darlingův test, kombinovaný test šikmosti a špičatosti, test výběrové šikmosti a špičatosti [17].

Homogenita výběru

Homogenní výběr znamená, že všechny jeho prvky x_i , $i = 1, \dots, n$, pocházejí ze stejného rozdělení s konstantním rozptylem σ^2 . K nehomogenně naměřeným datům dochází všude tam, kde se vyskytuje výrazná nestejnoměrnost měřených vlastností vzorků, nebo se náhle mění podmínky experimentu. Zvláštním případem jsou odlehlá měření [9]. Druhy a řešení odlehlých hodnot jsou uvedeny v tabulce 2 [16].

Tabulka 2 **Řešení odlehlých hodnot [16].**

Druh odlehlé hodnoty	Řešení
Hrubé chyby Překlepy Prokazatelné selhání lidí a techniky	<i>Oprava, vyloučení</i>
Důsledek poruch chybných měření, technologických chyb.	<i>Vyloučení hodnot a to pouze za předpokladu identifikace, vysvětlení příčiny vybočení a přijetí nápravného opatření.</i>
Data pocházejí z rozdělení s nekonstantním rozptylem	<i>Transformace dat, využití robustních metod (data nelze vyloučit)</i>
Data pocházejí ze zešikmeného rozdělení	<i>Transformace dat, využití robustních metod (data nelze vyloučit)</i>

Problém vybočujících měření je velmi komplikovaný. Při jejich ověřování se používá řada idealizovaných předpokladů. Je nutné znát jejich předpokládaný počet, jejich rozdělení a také rozdělení jejich zbývajících prvků. Nejčastěji využívané testy jsou Dixonův test, Grubbsův test v kombinaci s grafickými nástroji, jako je krabicový graf, Q-Q graf a histogram [16].

Nezávislost prvků výběru

Nezávislost dat je důležitým předpokladem a požadavkem při mnoha výpočtech od intervalu spolehlivosti až po regulační diagramy. Jsou-li naměřená data závislá, lze očekávat odvození nesprávných závěrů a selhání většiny statistických výpočtů. Obecně lze závislost chápat jako ovlivnění naměřené hodnoty předchozími hodnotami. Nejčastější případ závislosti je autokorelace, kdy se jedná o závislost lineární [18]. Pro testování hypotéz se používají

neparametrické testy náhodnosti, testy významnosti autokorelačního koeficientu. Z grafických nástrojů se využívá bodový diagram, autokorelační graf a graf autokorelační funkce [16].

3.4. Analýza závislosti

S pojmy jako je závislost, souvislost, vztah, příčina a důsledek se setkáváme pravidelně při řešení teoretických otázek určitých vědních oborů. Z matematického hlediska si pod funkční závislosti veličiny Y na veličině X představíme funkční přepis $y = f(x)$, který jednoznačně přiřazuje hodnotám proměnné X hodnoty proměnné Y . Statistické pojetí závislosti jedné veličiny na druhé se rozumí jako systematická tendence například průměrných hodnot jedné veličiny při růstu či poklesu druhé veličiny. Tato obecná tendence v chování jedné veličiny při změnách jiných veličin však ještě neznamená příčinný vztah mezi těmito veličinami. Proto je nutné použít pro jejich analýzu statistické metody. Příslušná oblast statistiky se nazývá korelační a regresní analýza [13].

Korelační analýza zkoumá vztahy proměnných graficky a pomocí různých měr závislosti, které nazýváme korelační koeficienty. Regresní analýza dává odpověď na otázky typu: jaký je vztah mezi proměnnými X a Y (lineární, kvadratický,...), je možno proměnnou Y odhadnout pomocí proměnné X a s jakou chybou?

Statistická analýza má tyto cíle [1]:

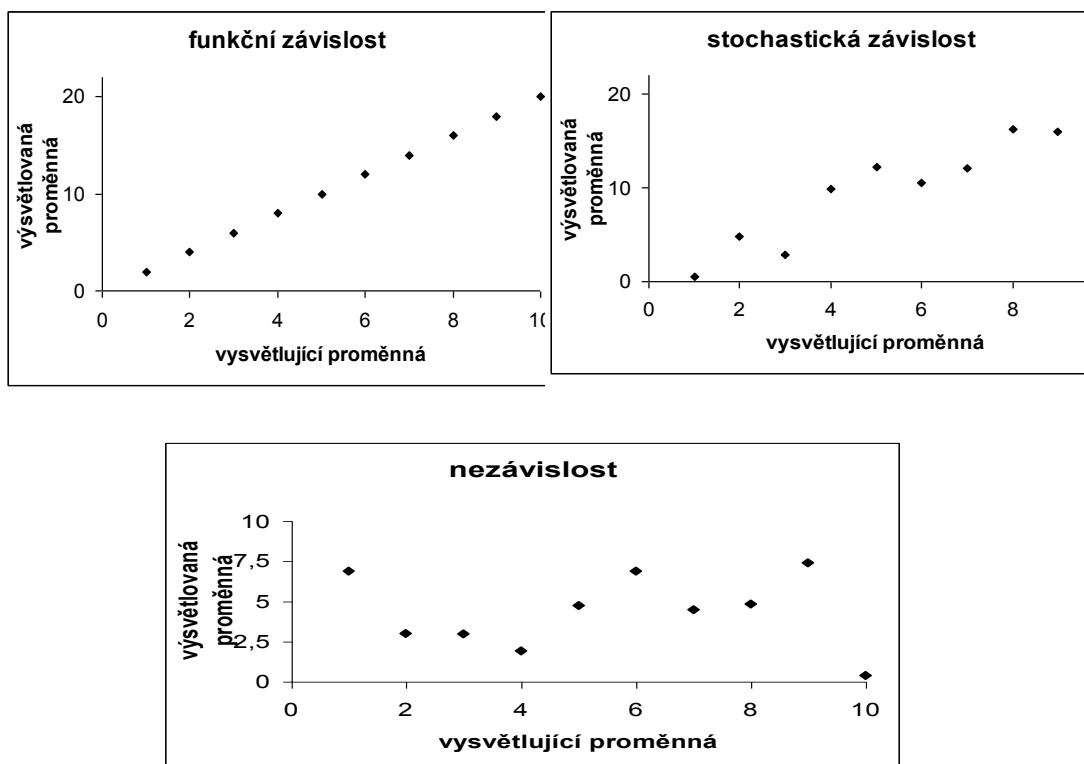
1. poskytnou číselné míry vztahu dvou proměnných podobným způsobem, jako průměr a směrodatná odchylka popisující chování jedné proměnné;
2. najít vzorce pro optimální predikci proměnné, kterou považujeme za závislou proměnnou;
3. odvodit chybu predikce;
4. ověřovat různé hypotézy o zkoumaném vztahu.

Pro statistické sledování vztahu musíme mít k dispozici výběr s hodnotami jedné proměnné a zároveň s odpovídajícími hodnotami proměnné druhé. Jedná se vlastně o dvourozměrná případně i vícerozměrná data (vektory), kdy pro jeden prvek výběru jsou současně zjištěny hodnoty více proměnných. Mezi proměnnými mohou být tyto závislosti [1]:

- 1) závislost funkční (pevná), dané hodnotě x odpovídá jen určitá hodnota $y \Rightarrow y = f(x)$,
- 2) závislost stochastická (volná), závislá proměnná, případně i nezávislá proměnná jsou náhodné veličiny. Určité hodnotě x přísluší možné hodnoty y vybrané z určitého rozdělení. Lze vyjádřit, že střední hodnota rozdělení y je funkcí $x \Rightarrow E(y) = f(x)$,

případně střední hodnota náhodné veličiny y je funkcí stření hodnoty náhodné veličiny $x \Rightarrow E(y) = f[E(x)]$,

- 3) nezávislost mezi veličinami, střední hodnota y se nemění, i když se hodnoty veličiny x mění.



Obrázek 6 Typy jednotlivých závislosti mezi proměnnými.

3.4.1. Analýzy rozptylu

Analýza rozptylu, označovaná ANOVA (*Analysis of Variance*), se v technické praxi používá buď jako samostatná technika nebo jako postup umožňující analýzu zdrojů variability u statistických modelů [19]. ANOVA jako samostatná technika umožňuje posouzení významnosti zdrojů variability v datech, vlivu přípravy vzorků na výsledek analýzy, vlivu typu přístroje, lidského faktoru a obsluhy na výsledek měření. Podstatou analýzy rozptylu je rozklad celkového rozptylu dat na složky objasněné, jež představují známé zdroje variability a složku neobjasněnou, náhodnou čili šum. Následně se testují hypotézy o významnosti jednotlivých zdrojů variability [20].

Odhad rozptylu mezi jednotlivými třídami je nestranný jen tehdy pokud platí nulová hypotéza H_0 ($H_0: \mu_1 = \mu_2 \dots \mu_k$). Pokud tato hypotéza neplatí, pak se statisticky významně liší odhady rozptylu uvnitř tříd a mezi jednotlivými třídami příčinou tohoto rozdílu je to, že se

alespoň jedna hodnota výrazně liší od ostatních. Testování hypotézy H_0 se prakticky provádí F – testem, kterým srovnáváme rozptyly mezi a uvnitř tříd [21].

$$F = \frac{\text{rozptyl mezi řádky skupin}}{\text{rozptyl uvnitř skupin}} \quad (9)$$

Testovaná veličina F má F – rozdělení s počtem stupňů volnosti dané typem experimentu a počtem faktorů. Hypotézu H_0 zamítáme, pokud platí:

$$F_{\text{vypočtené}} > F_{m-1, n(m-1)} \quad (10)$$

Kde $m-1$, $n(m-1)$ jsou počty stupňů volnosti, pokud tato nerovnost neplatí, tak se nulové hypotéza o rovnosti středních hodnot nezamítá.

Jednofaktorová analýza rozptylu

Předpokládá se, že sledovaná proměnná X má normální rozdělení v každém základním souboru s jistým průměrem μ_i a shodným rozptylem σ^2 ve všech základních souborech. Nulová hypotéza předpokládá shodu všech průměru, tedy $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$ ve všech základních souborech, z nichž pocházejí náhodné sobory. Analýza rozptylu je založena na možnosti rozkladu celkového rozptylu na dvě složky a to na rozptyl uvnitř výběru a na rozptyl mezi výběry. Jestliže umocníme a sečteme obě strany rovnice pro všechna měření, dostaneme upravený vzorec, který nazýváme součet čtverců (S_T) [19].

$$S_T = \sum_j \sum_i (x_{ij} - \bar{x})^2 = \sum_j \sum_i (x_{ij} - \bar{x}_j)^2 + \sum_j n_j (\bar{x}_j - \bar{x})^2 = S_e + S_A \quad (11)$$

Součet čtverců S_T se rovná součtu čtverců odchylek uvnitř výběru S_e a součtu čtverců rozdílů mezi výběry S_A . Za testovací kritérium používáme podíl obou složek rozkladu. Za platnosti nulové hypotézy má testovací kritérium Fischer – Snedecorovo rozdělení F o stupních volnosti $\nu = (k-1, n-k)$. K výpočtu testovacího kritéria se používá tabulka analýzy rozptylu (tabulka 3) [10].

Tabulka 3 **Tabulka analýzy rozptylu jednoduchého třídění**

Zdroj variability	Součet čtverců	Stupně volnosti (ν)	Průměrný součet čtverců	F - test
Experimentální (faktor A)	$S_A = \sum_j n_j (\bar{x}_j - \bar{x})^2$	$k - 1$	$MS_A = \frac{S_A}{k - 1}$	$F_A = \frac{MS_A}{MS_e}$
reziduální	$S_e = \sum_j \sum_i (x_{ij} - \bar{x}_j)^2$	$n - k$	$MS_e = \frac{S_e}{n - k}$	
Celková variabilita	$S_T = \sum_j \sum_i (x_{ij} - \bar{x})^2$	$n - 1$		

Aby platila nulová hypotéza $H_0: \mu_0 = \mu_1$, musí platit $F_A \leq F_{krit}$, kde kritická hodnota odpovídá $F_{k-1, m-1}(\alpha)$.

Analyza rozptylu při dvojném třídění

Při dvojném třídění zkoumáme vliv dvou faktorů na závisle proměnnou. Označíme-li tyto faktory A a B analyzujeme často blokové experimenty, při nichž zkoumáme vliv faktoru A , který plánovitě nemění, zatímco faktor B považujeme za rušivý vliv. Vliv rušivého faktoru se snažíme oddělit od vlivu faktoru A . Proto se při provádění takového experimentu nejdříve objekty rozdělí do bloků podle úrovně faktoru B a uvnitř bloku se objekty náhodně přiřadí k úrovním faktoru A [1]. K výpočtu testovacího kritéria se používá tabulka rozptylu dvojného třídění (tabulka 4).

Tabulka 4. Tabulka analýzy rozptylu u dvojného třídění.

Zdroj variability	Součet čtverců	Stupně volnosti	Průměrný součet čtverců	Kritická hodnota (F-test)
Faktor A	$S_A = k \sum_{i=1}^n (\bar{x}_{i.} - \bar{x})^2$	$n - 1$	$MS_A = \frac{S_A}{n - 1}$	$F_A = \frac{MS_A}{MS_e}$ $F_B = \frac{MS_B}{MS_e}$ $F_{AB} = \frac{MS_{AB}}{MS_e}$
Faktor B	$S_B = n \sum_{j=1}^k (\bar{x}_{.j} - \bar{x})^2$	$k - 1$	$MS_B = \frac{S_B}{k - 1}$	
Interakce AB	$S_{AB} = S_T - S_A - S_B - S_e$	$(n - 1) \cdot (k - 1)$	$MS_{AB} = \frac{S_{AB}}{(n - 1) \cdot (k - 1)}$	
reziduální	$S_e = S_T - S_A - S_B$	$n \cdot k \cdot (n - 1)$	$MS_e = \frac{S_e}{n \cdot k \cdot (n - 1)}$	
celkový	$S_T = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^n (\bar{x}_{ij} - \bar{x})^2$			

Označíme-li a počet úrovní faktoru A a b počet úrovní faktoru B . Počet objektů odpovídajících i -té úrovni faktoru A a j -té úrovni faktoru B označíme n_{ij} . Pro naměřené hodnoty model odpovídá rovnici [22]:

$$x_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad (12)$$

kde μ je průměrná hodnota,

α_i, β_j , je vliv faktorů A, B ,

γ_{ij} , je vliv interakci mezi faktory A a B ,

ε_{ijk} je náhodná chyba s rozdělením $N(0, \sigma^2)$.

Obecný postup analýzy rozptylu

Postup analýzy rozptylu lze rozdělit obecně do těchto kroků:

- I. Provede se odhad parametrů základního modelu ANOVA.
- II. Provede se testování jeho významnosti a konstrukce různých submodelů u modelu s pevnými efekty.
- III. Ověření předpokladu normality, homogenity rozptylů a přítomnosti silně vybočujících pozorování.
- IV. Provede se interpretace výsledku s ohledem na zadání dat a jejich případné úpravy, více o analýze rozptylu v literatuře [1].

3.4.2. Korelační analýza

Často se setkáváme s otázkou, zda náhodná veličina Y je ovlivňována náhodnou veličinou X a naopak. Vztah mezi těmito veličinami může mít různou intenzitu a to od úplné nezávislosti až po úplnou funkční závislost. Stupeň závislosti mezi těmito veličinami bude charakterizovat míra těsnosti statistické závislosti, od které požadujeme, aby se vyskytovala v pevně vymezeném intervalu [11].

Korelační analýza je metodou statistického zkoumání existence potenciální závislosti mezi dvěma náhodnými proměnnými nebo mezi dvěma soubory dat. Její úvahy jsou založeny na tom, že závislost je opakem nezávislosti, tedy že mezi údaji, které nevykazují statistickou nezávislost, by příčinná závislost mohla existovat [23].

Rozdíl mezi regresní a korelační analýzou spočívá v tom, že u regresní analýzy, zkoumáme vliv nezávisle proměnné na závisle proměnnou a u korelační analýzy se zabýváme dvěma nezávisle proměnnými a hledáme jejich společné variace. Korelační analýza je založena na interpretaci koeficientu korelace (Pearsonův korelační koeficient) r [23]:

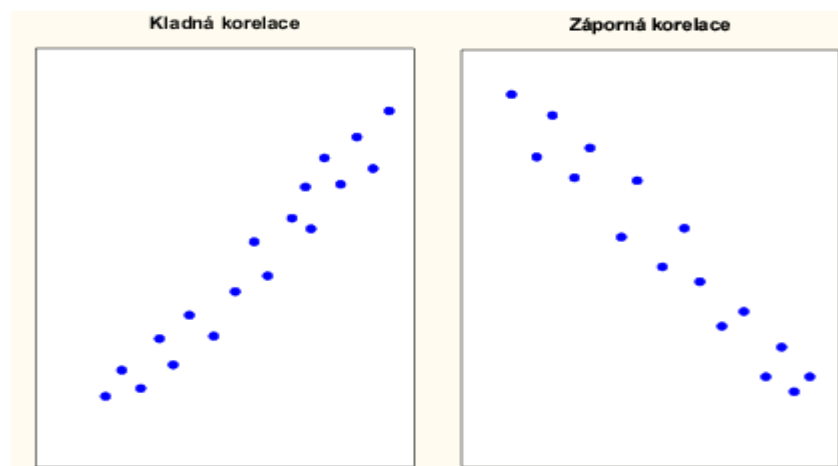
$$r_{xy} = \frac{s_{xy}}{s_x \cdot s_y} \quad (13)$$

Korelační koeficient r nabývá hodnot intervalu $-1 \leq r \leq 1$. Jestliže má hodnotu 1 nebo -1 , pak y -souřadnici bodu lze přesně spočítat pomocí lineárního vztahu z jeho x -souřadnice. Korelační koeficient spočteme pomocí kovariance s_{xy} a směrodatných odchylek proměnných s_x a s_y .

$$s_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{n-1} \quad (14)$$

Jestliže $|r| = 1$, leží všechny body na nějaké přímce, jestliže $r = 0$ nazýváme X a Y nekorelované proměnné, jestliže $r < 0$ nebo $r > 0$ tak se Y v průměru zvětšuje nebo zmenšuje. Pearsonův korelační koeficient vyjadřuje pouze sílu lineárního vztahu, špatně měří jiné vztahy, ať jsou jakkoliv silné. Korelace, ať je jakkoliv silná, neznamena sama o sobě průkaz příčinného stavu, tedy toho, že změny proměnné X skutečně působí změny proměnné Y [10].

Pokud nás zajímá pouze síla lineární závislosti, používáme místo korelačního koeficientu r spíše jeho druhou mocninu r^2 , kterou nazýváme koeficient determinace, v počítačových výstupech se často označuje R^2 [24].



Obrázek 7 Příklady dat s kladným a záporným korelačním koeficientem.

Není-li regresní funkce přímka, používáme jako míru závislosti Y na X index korelace $I_{Y,X}$, který se spočte podle vztahu [6]:

$$I_{Y,X} = \sqrt{\frac{S_{\hat{Y}}^2}{S_Y^2}} \quad (15)$$

Kde $S_{\hat{Y}}^2$ je rozptyl teoretických hodnot:

$$S_{\hat{Y}}^2 = \frac{1}{n} \sum_i (\hat{Y}_i - \bar{\hat{Y}})^2 = \frac{1}{n} \sum_i (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2, \text{ protože } \bar{\hat{Y}} = \bar{Y} \quad (16)$$

S_Y^2 je rozptyl empirických hodnot:

$$S_Y^2 = \frac{1}{n} \sum_i (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 \quad (17)$$

Index korelace se pohybuje v rozmezích $0 \leq I \leq 1$, jestliže se rovná 1 jedná se o funkční závislost, jestliže je roven 0 nebo blízký k nule znamená to nezávislost Y na X .

3.4.3. Regresní analýza

Cílem regresní analýzy je postihnout souvislost mezi dvěma či více znaky (proměnnými X a Y). Souvislost můžeme charakterizovat určitou hodnotou, pak se jedná o korelační analýzu, nebo ji můžeme popsat vhodnou funkcí, pak se jedná o regresní analýzu [5].

V regresní analýze analyzujeme vztah mezi jednou proměnnou zvanou cílová nebo závislá proměnná a několika dalšími, které nazýváme nezávislé nebo ovlivňující proměnné. Cílovou proměnnou nazýváme regresand a označujeme ji symbolem Y . Nezávislou proměnnou, nazýváme regresor a označujeme ji symbolem X . Závislá proměnná je spojena s nezávisle proměnnými funkcí nazývanou regresní funkce, která obsahuje několik neznámých parametrů. Hovoříme, že provádíme regresi závislé proměnné na nezávislých proměnných [1]. Funkční přepis může mít nejrůznější tvar, je-li uvažován ve tvaru $y = \beta_1 f_1(\vec{x}) + \beta_2 f_2(\vec{x}) + \dots + \beta_k f_k(\vec{x})$ hovoříme o lineárním regresním modelu. Jinak nazýváme model nelineární [7]. Mezi nejpoužívanější nelineární regresní funkce patří: regresní parabola, regresní hyperbola, regresní mocninná funkce a regresní exponenciální funkce. Všechny uvedené nelineární funkce, lze převést na lineární vhodnou transformací.

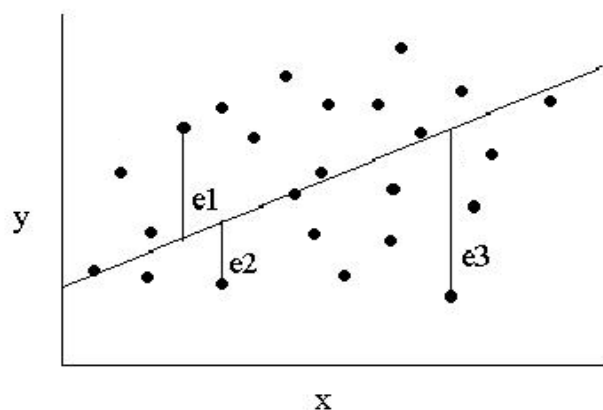
Statistické problémy, které nás zajímají v regresní analýze, jsou [1]:

1. získání statistických odhadů neznámých parametrů regresní funkce,
2. testování hypotéz o těchto parametrech,
3. ověřování předpokladu regresního modelu.

Metoda nejmenších čtverců.

Předpokládejme, že máme zadanou řadu bodů $[x_i; y_i]$, $i=0, 1, \dots, n$. Těmito body chceme proložit přímkou. Žádná přímka však neprojde všechny body. Hledáme tedy přímku, jež je bodům co nejbližší. Snažíme se určit takovou přímku, která bude co nejlépe predikovat y -hodnoty pomocí x -hodnot. Rozdíl mezi naměřenou a predikovanou hodnotou říkáme reziduální hodnota predikce (reziduální hodnota = naměřená hodnota – predikovaná hodnota) nebo chyba predikce a označujeme ji symbolem e [1].

Základní model regresní závislosti s jednou nezávisle proměnnou X vyjadřuje libovolnou hodnotu proměnné Y jako je $Y_i = f(x_i) + e_i$, kde $f(x_i)$ je regresní funkce a e_i je reziduální odchylka i -tého pozorování proměnné Y [25].



Obrázek 8 Vzdálenosti bodů od regresní přímky [25].

Úkolem regrese argumentu y je nalézt vhodnou regresní funkci $Y_i = f(x_i)$ pro vyjádření determinované složky veličiny y . Dobře proložená přímka $y = a + bx$ minimalizuje velikosti reziduálních hodnot pro hodnoty (x_i, y_i) kterými přímku prokládáme. Pro stanovení parametrů je velmi často používaná metoda nejmenších čtverců (druhá mocnina se někdy nazývá čtverec) [12].

Hodnoty parametrů a, b přímky $y = a + bx$ získáme metodou nejmenších čtverců tak, aby součet druhých mocnin reziduálních hodnot byl minimální vzhledem k parametrům a, b .

$$s_e^2 = \sum e_i^2 = \sum (y_i - a - bx_i)^2 \quad (18)$$

Minimalizujeme sečtené čtverce úseček, které vyznačují, vzdálenost bodu od proložené přímky ve směru osy Y . Výpočet tohoto minima vede k optimálním hodnotám:

$$b = r \frac{s_y}{s_x}, \quad a = \bar{y} - b. \quad (19)$$

Kde r je korelace obou proměnných a s_x, s_y jsou směrodatné odchylky naměřených hodnot proměnných X a Y . Nalezenou přímku nazýváme regresní přímka. Hodnota \hat{y}_i je odhad cílové proměnné pomocí regresního vztahu $\hat{y}_i = a + bx_i$.

Přiléhavost dat k regresnímu modelu nazýváme koeficient determinace, je definován vztahem:

$$R^2 = \frac{\text{variabilita vysvětlená modelem}}{\text{celková variabilita}} = \frac{\sum (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2} \quad (20)$$

Koeficient determinace nabývá hodnot v intervalu $\langle 0, 1 \rangle$ a určuje tu část celkové variability pozorovaných hodnot S_y , kterou lze vysvětlit daným regresním modelem [26].

3.4.4. Podmínky klasického lineárního modelu.

Klasický lineárním modelem se rozumí model ve tvaru:

$$y = X\beta + \varepsilon. \quad (21)$$

Kde:

y - vektor n pozorování hodnot vysvětlované proměnné,

X - matice hodnot vysvětlujících proměnných typu $n \times (k + 1)$,

β - vektor p neznámých parametrů,

ε - n -členný vektor nepozorovatelné rušivé (náhodné) složky a musí vyhovovat těmto podmínkám [13]:

- I. Rezidua ε_i mají normální rozdělení s nulovou střední hodnotou: $E(\varepsilon_i) = 0$, pro každé $i = 1, 2, \dots, n$.
- II. Rozptyl reziduálních hodnot je stejný pro uvažované rozsahy nezávislých proměnných: $D(\varepsilon_i) = \sigma^2$, pro každé $i = 1, 2, \dots, n$.
- III. Veličiny $\varepsilon_i, \varepsilon_j$ jsou nezávislé: $\text{cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$,
- IV. Veličiny ε_i mají normální rozdělení s nulovou střední hodnotou: $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$.
- V. X je nestochastická (nenáhodná) matice typu $n \times (k+1)$ zvolených n kombinací hodnot vysvětlujících proměnných, matice X má hodnost $h(X) = k + 1 \leq n$.
- VI. Na vektor parametrů β nejsou kladeny žádné požadavky nebo omezení to je parametry $\beta_j, j = 1, 2, \dots, k$, mohou nabývat libovolných hodnot. Neexistuje multikolinearita mezi prediktory. Multikolinearita znamená, že nezávislé proměnné jsou vzájemně silně korelovány. Odhady regresních koeficientů jsou pak nestabilní, při změně několika málo hodnot měření se mohou odhady regresních koeficientů dramaticky změnit [27].

V klasickém lineárním modelu platí, že nejlepším lineárním nezkresleným odhadem vektoru β je vektor b pořízený metodou nejmenších čtverců:

$$\vec{b} = (X^T X)^{-1} X^T Y \quad (22)$$

Základní věty regresní analýzy [6]:

$$1. \quad \vec{b} = (X^T X)^{-1} X^T Y$$
$$2. \quad E(\vec{b}) = \vec{\beta} \quad \text{var}(\vec{b}) = \sigma^2 (X^T X)^{-1} \quad (23)$$

$$3. \quad Se = Y^T Y - b^T X^T Y = \vec{e}^T \vec{e} = \sum e^2 \quad (24)$$

$$4. \quad S^2 = \frac{Se}{n-k} \quad s^2 \text{ je nestranný odhad } \sigma^2 \quad (25)$$

$$5. \quad \vec{e} \sim N(0, \sigma^2) \quad (26)$$

$$6. \quad \frac{Se}{\sigma^2} \sim \chi_{n-k}^2 \quad (27)$$

$$7. \quad \beta_i = 0 \Rightarrow \frac{b_i}{s(b_i)} \sim t_{n-k} \quad (28)$$

Testy hypotéz v lineární regresí

U modelu lineární regrese testujeme nejprve model jako celek pomocí F-testu a následně testujeme vliv jednotlivých predátorů t-test.

F-test

Ověřujeme také hypotézu $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$; oproti alternativní hypotéze $H_1: \vec{\beta} \neq 0$. Tímto testem ověřujeme vlastnost vybraného modelu. Testovací kritérium má tvar:

$$F = \frac{n-k-1}{n-k} \frac{Q_t}{Q_e} \quad (29)$$

Kde:

Q_t – teoretické součty čtverců (někdy označován také S_T, SS_T),

Q_e – reziduální součet čtverců odpovídající regresní funkci s k vysvětlujícím proměnnými,

n – rozsah souboru,

k – počet proměnných.

Kritickou hodnotu $F_{k,n-k}(p)$ nalezneme v tabulkách Fischerova rozdělení pro k a $n-k-1$ stupně volnosti. Hypotézu H_0 zamítáme na hladině významnosti p , jestliže vypočítaná hodnota testovacího kritéria je větší než 100 (1p) % kvantil tohoto rozdělení. Celkový F test neumožňuje posoudit, zda všechny proměnné jsou v regresní funkci užitečné, ani zda bylo potřebné do rovnice zařadit další proměnné [13]. Více o testování regresního koeficientu v literatuře [13].

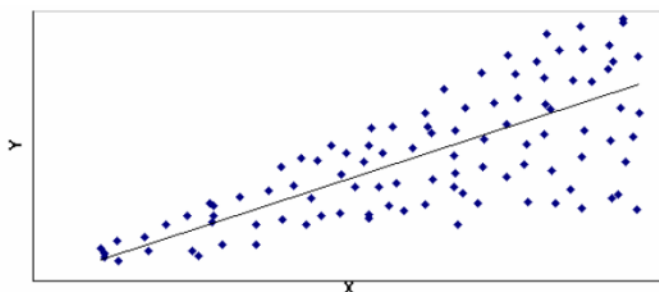
t-test

Individuální testy o hodnotách jednotlivých parametrů regresních koeficientů b_1, b_2, \dots, b_k . Vycházíme z předpokladu $H_0: \beta_i = 0$. Alternativní hypotéza zní $H_1: \beta_i \neq 0$. Vypočteme testovací kritérium $T = \frac{b_i}{s(b_i)}$, kde b_i je odhad parametru β_i a $s(b_i)$ je směrodatná odchylka odhadu tohoto parametru. Testovací kritérium porovnáváme s hodnotou Studentova rozdělení $t_{n-k}(p)$. Je-li $|T| < t_{n-k}(p)$, přijmeme hypotézu H_0 , nalezený koeficient b_i nebude zařazen do regresní funkce. Je-li $|T| > t_{n-k}(p)$, zamítáme H_0 a přijímáme hypotézu H_1 , podle které vypočítaný odhad je možné považovat za různý od nuly a zařazení do regresní funkce [6].

Ověřování regresní analýzy

Rozhodnutí zda predikční model lineární regrese je možno použít musí splňovat následující předpoklady [1]:

- 1) Regresní vztah mezi proměnnými Y a X má lineární charakter.
- 2) Pro celý rozsah uvažovaných x je hodnota $\sigma_{x, k}$ je konstantní. Této vlastnosti říkáme homoskedascita standardních chyb odhadu při regresi. Opakem je heteroskedastický model, náhodné složky ε_i nemají konstantní rozptyly, ale jsou nezávislé.
- 3) Hodnoty y_i mají normální rozdělení pro dané hodnoty přesně určených x_i a jsou na sobě nezávislé.



Obrázek 9 Data s rostoucí heteroskedasticitou.

Intervaly spolehlivosti

Rozlišujeme dva různé intervalové odhady [13]:

Oboustranný interval spolehlivosti, pro regresní koeficient b_j , při zadaném koeficientu spolehlivosti $(1-\alpha)$, má tento tvar:

$$\left[b_j - t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-2)S_e\sqrt{h_j} ; b_j + t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-2)S_e\sqrt{h_j} \right] \quad j = 1 \text{ nebo } 0. \quad (30)$$

Odhadnutý lineární regresní model $y = b_0 + b_1x + e$ respektive funkce $Y = b_0 + b_1x$ má praktický význam při odhadu chování modelu v případě, že nezávislá proměnná nabývá nějakou v datech se nevyskytující hodnotu x_0 . Regresní funkce pak slouží k predikci hodnoty závislé proměnné. Bodový odhad předpovědi získáme dosažením x_0 do regresní funkce, neboť predikovaná hodnoty chyby e je rovna nule, tedy $Y = b_0 + b_1x_0$. predikční interval pro budoucí pozorování má tvar:

$$\left[Y_0 - t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-2)S_e\sqrt{H} ; Y_0 + t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-2)S_e\sqrt{H} \right] \quad (31)$$

Podrobnosti o intervalech spolehlivosti nalezneme v literatuře [28], [29] a [13].

3.4.5. Vícenásobná regresní analýza

Vícenásobná regrese je prostředkem pro zkoumání statistické závislosti pomocí modelu, jenž zahrnuje jednu závislou proměnnou Y a několik nezávislé proměnných X .

Vícenásobnou (vícerozměrná, mnohonásobnou) regresní analýzu aplikujeme pro tyto úlohy [1]:

- I. Predikujeme hodnotu závislé proměnné Y pro budoucí hodnoty X_1, X_2, \dots, X_k .
- II. Chceme poznat efekt, který má na cílovou proměnnou Y souhrn změn ovlivňujících parametrů X_1, X_2, \dots, X_k .
- III. Vyhledáváme statistické vztahy mezi závisle proměnnou a několika nezávisle proměnnými.

Vícenásobný lineární regresní model je zobecněním jednoduchého lineárního modelu a má následující tvar:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik} \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (32)$$

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 f_1(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ik}) + \dots + \beta_k x_k(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ik}) + \varepsilon_i \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (33)$$

Kde $f_1(x_1, x_2, \dots, x_k)$, $i = 1, 2, \dots, k$, jsou funkce proměnných (x_1, x_2, \dots, x_k) , nezávislé na parametrech β_i .

Metoda nejmenších čtverců

Odhady regresních koeficientů b_0, b_1, \dots, b_k , je možné stanovit metodou nejmenších čtverců. Vychází ze součtu čtverců rozdílu změřených hodnot y_i a hodnot \hat{y}_i vypočítaných pomocí regresní funkce, do níž dosadíme hodnoty nezávisle proměnných z matice pozorování X [1]:

$$\sum_{i=1}^n v_i (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum_{i=1}^n v_i (y_i - f(x_1, x_2, \dots, x_k; b_1, b_2, \dots, b_m))^2 \quad (34)$$

Klasický vícerozměrný lineární model

Matice regresorů má nejjednodušší tvar je tvořena danými hodnotami pozorování vysvětlujících proměnných $X_{ij} = x_{ij}$, $i = 1, 2, \dots, k$ a $j = 1, 2, \dots, n$.

Matice regresorů má tvar [29]:

$$X = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & \dots & x_{k1} \\ 1 & x_{12} & \dots & x_{k2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & x_{1n} & \dots & x_{kn} \end{bmatrix} \quad (35)$$

Intervaly spolehlivosti a testy hypotéz

Podobně jako u jednoduché regrese u intervalu spolehlivosti máme analogický model s $k + 1$ parametry $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$. Informaci o tom, v jakém rozmezí se může predikovaná hodnota vysvětlované proměnné pohybovat, poskytuje oboustranný interval spolehlivosti [30]:

$$[Y_0 - t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-p)S_R\sqrt{1+x_0^T H x_0}; Y_0 + t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-p)S_R\sqrt{1+x_0^T H x_0}] \quad (36)$$

Statistickou významnost jednotlivých dílčích regresních parametrů ověříme t-testem jako v případě jednoduché regrese. V případě, kdy t-testem zjistíme, že některý z dílčích koeficientů není statisticky významný, většinou to znamená, že příslušná vysvětlující proměnná je v regresním modelu nadbytečná a lze ji vypustit.

Vícenásobná korelace

Rozlišujeme tři druhy korelačních koeficientů [28]:

- I. Výběrové párové korelační koeficienty měří těsnost lineární závislosti dvou proměnných a to jak závislosti mezi závislé proměnnou y a jednotlivými vysvětlujícími proměnnými, tak i těsnost lineární závislosti všech dvojic vysvětlujících proměnných.
- II. Výběrová dílčí (párová) korelace měří těsnost lineární závislosti dvou proměnných za předpokladu, že vliv ostatních proměnných je konstantní
- III. Vícenásobný korelační koeficient měří sílu společného působení všech vysvětlujících proměnných.

K posouzení těsnosti vícenásobné závislosti se používá vícenásobný koeficient determinace. K ověření významnosti vícenásobného korelačního koeficientu se provádí celkový test významnosti vztahu mezi závislé proměnnou a celým souborem k , nezávisle proměnných. Testovací hypotézy mají tvar $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$, H_1 : ne všechna $\beta_i = 0$. Používáme testovací kritérium [27]:

$$F = \frac{(n-p) \sum (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{(n-1) \sum (y_i - \hat{y}_i)^2} \quad (37)$$

Jestliže F je větší než kritická mez F -rozdělení s počty stupňů volnosti $(p-1)$ a $(n-p)$, lze se přiklonit k hypotéze, že alespoň jeden regresní koeficient je různý od nuly.

4. Vyjádření závislosti pevnosti v tahu a tažnosti na chemickém složení

Pro sestavení predikční rovnice pevnosti v tahu a tažnosti na chemickém složení pomocí vícenásobné lineární regrese byly vybrány širokopatní kolejnice profilu (typu) 60E1 značky oceli R260 a profilu (typu) 136RE značky oceli IH. Profil 60E1 značky oceli R260 patří mezi nejpoužívanější profily na evropských tratích. Značka oceli IH je exportována především na trhy v severní a jižní Americe, nejčastějším typem kolejnice této značky oceli je profil 136RE. Vyhodnocení u značky oceli R260 bylo konfrontováno s normou ČSN EN 13674-1. Jako doplněk byla provedena statistická analýza s cílem posouzení vlivu chemického složení na tvrdost temene kolejnic obou značek oceli.

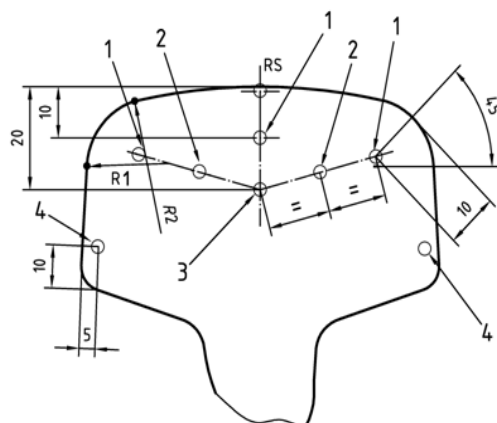
Při všech statistických analýzách byla použita hladina významnosti $\alpha = 0,05$ a všechny analýzy byly zpracovány ve statistickém programu STATGRAPHICS Centurion XVI.

Hodnoty chemického složení oceli a zkoušky mechanických vlastností provedla laboratoř, která má zavedený, schválený a certifikovaný systém managementu, který splňuje požadavky EN ISO 9001.

4. 1. Zdrojová data

Zdrojová data pro vytvoření predikční rovnice pro jednotlivé značky oceli obsahují údaje o tavných, které byly odválcovány v průběhu roku 2012 na válcovně VH v Třineckých železárnách a.s. Tyto údaje obsahují informace o čísle tavby, datu odlití tavby (oceli), chemickém složení tavby a hodnoty jednotlivých mechanických vlastností (mez pevnosti v tahu, tažnost, tvrdost HB). Tavba je jedna dávka roztavené oceli, která po plynulém odlití z konvertoru, zahrnuje daný počet předvalků. Zdrojová data byla chronologicky uspořádána podle data odlití.

Stanovení tahových vlastností je v souladu s normou EN 10002-1 s použitím zkušebního vzorku kruhového průřezu průměru 10 mm. Dosažené výsledky, mez pevnosti v tahu v MPa, tažnost v % (poměrné prodloužení *A5 – krátká tyč*). Mez pevnosti a tažnost musí odpovídat hodnotám uvedené v tabulce 5. Zkoušky tvrdosti podle Brinella (*HB*) se musí provádět dle normy EN ISO 6501-1 a pro oceli třídy R260 pouze v místě RS to je bodu na ose pojížděné plochy (obrázek 10.).



Legenda

- 1, 2, 3 a 4 místa pro zkoušky tvrdosti.
 - přesné body navazování poloměrů.
- Rozměry jsou uvedeny v milimetrech.

Obrázek 10 Místa pro zkoušení tvrdostí (R260) [31].

4.1.1. Zdrojová data – značka oceli R260

Základní soubor obsahuje údaje o celkem 265 tavných, které byly odválcovány v průběhu roku 2012. Tyto údaje obsahují výše uvedené informace. Z tohoto základního souboru byl vybrán náhodným výběrem bez opakování vzorek 180 taveb (příloha 2). Chemické složení oceli se musí stanovit u každé tavnice, hmotnostní podíly jednotlivých prvků jsou uvedeny v procentech. Chemické složení musí splňovat požadavky uvedené v normě ČSN EN 13674- 1, výtah z této normy je uveden v tabulce 5.

Tabulka 5 Požadované hodnoty chemického složení a mechanických vlastností pro třídu oceli R260 – výtah z normy ČSN EN13675-1.

Hmotnostní podíly v %										R_m min. MPa	A5 min. %	HB
C	Si	Mn	P max.	S max.	Cr	Al max.	V max.	N max.	O 10^{-4} max			
0,62 až 0,80	0,15 až 0,58	0,70 až 1,20	0,025	0,025	$\leq 0,15$	0,004	0,030	0,009	20	880	10	260 až 300

Mezi metalurgický významné chemické prvky dle této normy patří tyto chemické prvky: C (uhlík), Si (křemík), P (fosfor), Mn (mangan), S (síra), Cr (chrom), Al (hliník), V (vanad), N (dusík) a O (kyslík). Mezi zbytkové prvky řadíme: Cu (měď), Ni (nikl), Mo (molybden), Ti (titan), As (arsen), Sn (cín), Sb (antimon) a Nb (niob).

Maximální hodnoty hmotnostního podílu v procentech zbytkových prvků jsou uvedeny v tabulce 6.

Tabulka 6 Maximální hodnoty zbytkových prvků v % hmotnosti (značka oceli R260).

<i>Mo</i>	<i>Ni</i>	<i>Cu</i>	<i>Sn</i>	<i>Sb</i>	<i>Ti</i>	<i>Nb</i>
0,02	0,10	0,15	0,030	0,020	0,025	0,01

Mezi mechanické vlastnosti, pro které je potřeba sestavit dle normy ČSN EN13675-1 predikční rovnici patří pevnost v tahu (R_m) a poměrné prodloužení (tažnost $A5$ – krátká zkušební tyč). Tyto hodnoty musí splňovat požadavky uvedené v tabulce 5.

Údaje z normy ČSN EN 13674-1

Pro přehlednost je nutné uvést výtah základních údajů z normy ČSN EN 13674-1 podkapitoly 8. 7. Jde o následující informace [31]:

- IV. 8.7.1 Pro všechny vyráběné tepelně nezpracované kolejnice se musí s využitím vícenásobné regresní analýzy vypočítat predikční rovnice vyjadřující závislost pevnosti v tahu a tažnosti na chemickém složení. Musí se dodržet následující postup:
 1. sestavení predikční rovnice;
 2. potvrzení predikční rovnice;
 3. periodická aktualizace predikční rovnice;
 4. korekce.
- V. 8.7.2 Každý výrobce musí odvodit svoje vlastní predikční rovnice. Predikční rovnice musí být sestaveny z nejméně 100 taveb a nejvýše 200 taveb. Predikční rovnice musí poskytovat výsledky, které se nacházejí uvnitř rozptylového pásma ohraničeného následujícími mezními hodnotami:
 1. pevnost v tahu: 12,5 MPa (1 směrodatná odchylka);
 2. tažnost: 1,0 % (1 směrodatná odchylka).
- VI. 8.7.3 Výsledky predikčních rovnic se musí porovnat s experimentálně zjištěnými hodnotami pevnosti v tahu a tažnosti podle popisu v 9.1.9. Pro toto porovnání se provede jedna platná zkouška pevnosti v tahu z každých 2000 tun nebo alespoň z každé desáté tavby. Experimentální výsledky se smějí odchylovat od hodnot

podle predikčních rovnic maximálně o ± 25 MPa u pevnosti v tahu a maximálně o ± 2 % u tažnosti.

4.1.2. Zdrojová data – značka oceli IH

Zdrojová data pro vytvoření predikční rovnice pro značku oceli IH typ kolejnice (profil) 136RE obsahují údaje o celkem 467 tavebách, které byly odválcovány v průběhu roku 2012 na válcovně VH. Obsahují informace o čísle tavby, datu odlití tavby (oceli), chemickém složení tavby a hodnoty jednotlivých mechanických vlastností. Data byla chronologicky uspořádaná podle data odlití a z těchto taveb bylo vybráno náhodným výběrem bez opakování 180 taveb (příloha 3). Vyhodnocení bylo konfrontováno s příručkou pro železniční inženýrství AREMA 2012. Na značku oceli IH se nevztahuje norma ČSN EN 13674-1, přesto byl učiněn pokus sestavit predikční rovnici pro jednotlivé mechanické vlastnosti (R_m , A_5 , HB).

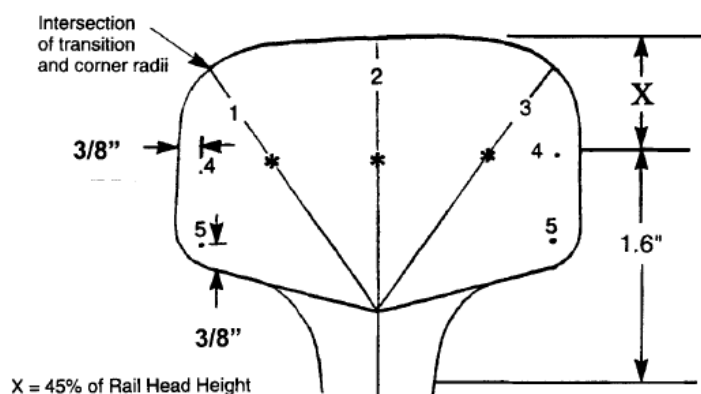
Chemické složení oceli se musí stanovit u každé tavby, hmotnostní podíly jednotlivých prvků jsou uvedeny v procentech. Chemické složení musí splňovat požadavky AREMA 2012, výtah z této normy je uveden v tabulce 7. Mezi metalurgický významné prvky dle AREMA 2012 patří tyto chemické prvky C , Si , P , Mn , S , Cr , Al , V a Mo .

Tabulka 7 Požadované hodnoty chemického složení a mechanických vlastností pro třídu IH – výtah z AREMA 2012 [32].

<i>Hmotnostní podíly v %</i>										
<i>C</i>	<i>Si</i>	<i>Mn</i>	<i>P</i> <i>max.</i>	<i>S</i> <i>max.</i>	<i>Cr</i>	<i>Al</i> <i>max.</i>	<i>V</i> <i>max.</i>	<i>Mo</i> <i>max.</i>	<i>Ni</i>	<i>Cu</i>
0,72 až 0,82	0,10 až 1	0,70 až 1,25	0,020	0,020	0,40 až 0,70	0,005	0,010	0,050	max 0,15	Max 0,40
<i>R_m min. MPa</i>				<i>R_{p0,2} min MPa</i>			<i>A5 min %</i>		<i>HB min</i>	
1013,54				551,584			8		325	

Hodnoty požadovaných mechanických vlastností pro značku oceli IH dle AREMA 2012 jsou uvedeny v tabulce 7 a byly přepočteny na MPa. Zkouška tvrdosti se provádí na boční nebo vrchní straně hlavy kolejnice (obrázek 11) po odstranění oduhličeného materiálu,

aby bylo možno pevnost přesně stanovit. Pro sestavení regresní rovnice, byla vybrána tvrdost na vrchní straně hlavy v bodě 2 (temeno hlavy).



Obrázek 11. Místa pro zkoušení tvrdostí (IH) [32].

4. 2. Průzkumová analýza (EDA)

V rámci sestavení predikční rovnice byla provedena průzkumová analýza dat jednotlivých proměnných. Polohu souboru dat na číselné ose charakterizujeme průměrem (*average*), mediánem, modem, maximem a minimem. Kolísání hodnot kolem zvoleného středu charakterizujeme směrodatnou odchylkou (*standard deviation*), variačním rozpětím (*range*) a variačním koeficientem (*Coeff. of variation*). Charakteristiky rozdělení náhodné veličiny popisují šikmost (*skewness*), špičatost (*kurtosis*) a *standardizovaná šikmost a špičatost* (*Stnd. Skewness, Stnd. Kurtosis*).

4.2.1. Průzkumová analýza (EDA) - značka oceli R260

Stručné a přehledné výsledky všech tří regresandů a metalurgicky významných chemických prvků (regresorů) jsou uvedeny v tabulce 8. Průzkumové analýzy všech proměnných jsou uvedeny v příloze 4.

Podle hodnot variačního koeficientu vykazují všechny tři regresandy relativně nízké hodnoty R_m 1,1 %, HB 1,9 % největší hodnotu z nich má proměnná $A5$ a to pouze asi 6,8 %. Regresory vykazují vyšší hodnoty variačního koeficientu a to hodnotu nad 12% v pořadí Al (12,1 %), P (15,3 %), Cr (19,3 %), N (20,7 %), O (23,7 %) a S :*tento* má hodnotu 43,8 %. Zatímco variační koeficient u proměnných C , Si , Mn , a V se pohybuje do 6,6 %. Prakticky to znamená, že u mechanických proměnných R_m poskytuje stabilnější výsledky než proměnná HB a

proměnná *A5*. Analogicky lze konstatovat, že u chemického složení poskytuje nejstabilnější výsledky proměnná *C*.

Tabulka 8 Základní statistiky veličin (R260).

	<i>Rm</i> (Y1)	<i>A5</i> (Y2)	<i>HB</i> (Y3)	<i>C</i>	<i>Mn</i>	<i>Si</i>	<i>P</i>
Count	180	180	180	180	180	180	180
Average	962,789	13,9844	277,756	0,722733	0,977778	0,342561	0,0159333
Median	963,0	14,2	278,0	0,7225	0,98	0,341	0,016
Mode	960,0	14,2	282,0	0,718	0,98	0,338	0,014
Variance	113,709	0,913723	26,5097	0,000071705	0,00037157	0,000163186	0,0000059397
Standard deviation	10,6635	0,955889	5,14876	0,00846788	0,0192762	0,0127744	0,00243714
Coeff. of variation	1,10756%	6,83537%	1,8537%	1,17165%	1,97143%	3,7291%	15,2959%
Minimum	935,0	11,4	265,0	0,698	0,93	0,298	0,012
Maximum	989,0	16,6	290,0	0,75	1,04	0,379	0,024
Range	54,0	5,2	25,0	0,052	0,11	0,081	0,012
Skewness	-0,052012	-0,237294	-0,277373	0,136711	0,419127	0,412365	0,424876
Std. skewness	-0,284882	-1,29971	-1,51924	0,748795	2,29565	2,25862	2,32714
Kurtosis	-0,143489	-0,282707	-0,240897	0,442684	0,293495	0,505247	-0,129979
Std. kurtosis	-0,392961	-0,774225	-0,659724	1,21234	0,803769	1,38368	-0,355962

	<i>S</i>	<i>Cr</i>	<i>Al</i>	<i>V</i>	<i>N</i>	<i>O</i>
Count	180	180	180	180	180	180
Average	0,00919444	0,0632778	0,00371667	0,00296111	0,00416611	0,000868889
Median	0,008	0,06	0,004	0,003	0,0041	0,0008
Mode	0,007	0,06	0,003	0,002	0,0036	0,0008
Variance	0,0000162134	0,000148414	2,0419E-7	3,75854E-8	7,42253E-7	4,23786E-8
Standard deviation	0,00402658	0,0121825	0,000451874	0,000193869	0,000861541	0,000205861
Coeff. of variation	43,7937%	19,2525%	12,158%	6,54718%	20,6797%	23,6924%
Minimum	0,002	0,04	0,003	0,002	0,0017	0,0004
Maximum	0,025	0,1	0,004	0,003	0,0066	0,002
Range	0,023	0,06	0,001	0,001	0,0049	0,0016
Skewness	1,27489	0,716858	-0,969745	-4,81037	0,0990834	1,02407
Std. skewness	6,98286	3,92639	-5,31151	-26,3475	0,542702	5,60904
Kurtosis	2,07906	0,513001	-1,07163	21,3771	-0,158103	4,34418
Std. kurtosis	5,69374	1,40491	-2,93477	58,5436	-0,432982	11,897

Podle hodnot standardizované šikmosti a špičatosti přibližné normální rozdělení vykazují proměnné *Rm*, *A5*, *HB* a *C*. Proměnné *Mn*, *Si*, *P*, *S*, *Cr*, *Al*, *V*, *O*, vykazují hodnoty standardizované šikmosti mimo očekávané rozmezí (-2 až 2) a proměnné *S*, *V*, *Al*, *O*, vykazují hodnoty standardizované špičatosti mimo očekávané rozmezí (-2 až 2) a normalitu dat spíše nevykazují.

Všechny tři regresandy splňují podmínky minimálních požadovaných hodnot mechanických vlastností hodnota *R_m* se pohybuje nad hodnotou 880 MPa, hodnota tažnosti je

vyšší než požadovaných 10 % a tvrdost podle Brinella se pohybuje v požadovaném rozmezí 260 – 300 HB. Rovněž všechny hodnoty u regresoru se pohybují v požadovaných intervalech.

4.2.2. Průzkumová analýza (EDA) - značka oceli IH

Stručné a přehledné výsledky všech tří regresandů a metalurgicky významných regresorů jsou uvedeny v tabulce 9. Průzkumové analýzy ostatních proměnných jsou uvedeny v příloze 5.

Tabulka 9 Základní statistiky veličin (IH).

	<i>R_m</i> (Y1)	<i>A₅</i> (Y2)	<i>HB</i> (Y3)	<i>C</i>	<i>Mn</i>	<i>Si</i>	<i>Cu</i>
<i>Count</i>	180	180	180	180	180	180	180
<i>Average</i>	1143,25	10,8356	332,883	0,796711	1,053	0,629183	0,0428333
<i>Median</i>	1143,5	10,8	333,0	0,797	1,05	0,629	0,04
<i>Mode</i>		10,6	331,0		1,05	0,634	0,04
<i>Standard deviation</i>	15,6487	0,616588	3,59589	0,00731302	0,0129847	0,0154553	0,0134237
<i>Coeff. of variation</i>	1,36879%	5,69042%	1,08023%	0,917902%	1,23312%	2,4564%	31,3394%
<i>Minimum</i>	1106,0	9,2	325,0	0,77	1,01	0,584	0,02
<i>Maximum</i>	1184,0	12,4	341,0	0,818	1,1	0,667	0,12
<i>Range</i>	78,0	3,2	16,0	0,048	0,09	0,083	0,1
<i>Skewness</i>	-0,0000989579	0,413769	0,380951	-0,156972	-0,326379	-0,295723	1,361
<i>Std. skewness</i>	-0,000542015	2,26631	2,08655	-0,859769	-1,78765	-1,61974	7,45449
<i>Kurtosis</i>	-0,567019	-0,021719	-0,224728	0,429376	1,03251	0,666721	5,63858
<i>Std. kurtosis</i>	-1,55285	-0,0594799	-0,615444	1,1759	2,82763	1,82589	15,4419

	<i>P</i>	<i>S</i>	<i>Cr</i>	<i>Al</i>	<i>V</i>	<i>Mo</i>	<i>Ni</i>
<i>Count</i>	180	180	180	180	180	180	180
<i>Average</i>	0,0155944	0,00692222	0,675444	0,00426667	0,00433889	0,00828889	0,029
<i>Median</i>	0,015	0,007	0,68	0,004	0,004	0,008	0,03
<i>Mode</i>	0,015	0,006	0,68	0,004	0,004	0,007	0,03
<i>Standard deviation</i>	0,00161244	0,00203998	0,0113513	0,00044345	0,00051960	0,00259671	0,00922106
<i>Coeff. of variation</i>	10,3398%	29,47%	1,68057%	10,3934%	11,9755%	31,3276%	31,7968%
<i>Minimum</i>	0,012	0,003	0,62	0,004	0,004	0,004	0,02
<i>Maximum</i>	0,02	0,014	0,7	0,005	0,006	0,023	0,1
<i>Range</i>	0,008	0,011	0,08	0,001	0,002	0,019	0,08
<i>Skewness</i>	0,228056	0,481725	-0,748424	1,06418	1,16225	1,52665	3,52948
<i>Std. skewness</i>	1,24911	2,63852	-4,09928	5,82875	6,36588	8,3618	19,3318
<i>Kurtosis</i>	-0,32867	0,274254	1,97342	-0,877398	0,293668	5,14408	23,3564
<i>Std. kurtosis</i>	-0,900099	0,751075	5,40444	-2,40285	0,804242	14,0876	63,9642

Podle hodnot variačního koeficientu vykazují všechny tři regresandy relativně nízké hodnoty *R_m* 1,4 %, *HB* 1,1 % největší hodnotu z nich má proměnná *A₅* a to pouze asi 5,7 %. Regresory vykazují vyšší hodnoty variačního koeficientu a to hodnotu nad 10 % v pořadí *P*

(10,3 %), *Al* (10,4 %), *V* (11,9 %), *S* (29,5 %), *Cu* (31,3 %), *Mo* (31,3%), *Ni* (31,8 %). Zatímco variační koeficient u proměnných *C*, *Si*, *Mn* a *Cr* se pohybuje pouze do 2,5 %. Prakticky to znamená, že u mechanických proměnná *HB* poskytuje stabilnější výsledky než proměnná *R_m* a proměnná *A5*. Analogicky lze konstatovat, že u chemického složení poskytuje nejstabilnější výsledky proměnná *C*.

Podle hodnot standardizované šikmosti a špičatosti přibližné normální rozdělení vykazují proměnné *R_m*, *C*, *Si*, *P*. Proměnné *A5*, *HB*, *S*, *Cu*, *Al*, *Mo*, *V*, *Cr*, *Ni* vykazují hodnoty standardizované šikmosti mimo očekávané rozmezí (-2 až 2) a proměnné *Cu*, *Mn*, *Al*, *Cr*, *Ni*, *Mo* vykazují hodnoty standardizované špičatosti mimo očekávané rozmezí (-2 až 2) a normalitu dat spíše nevykazují.

Všechny tři regresandy splňují podmínky minimálních požadovaných hodnot mechanických vlastností hodnota *R_m* se pohybuje nad hodnotou 1013,5 MPa, hodnota tažnosti je vyšší než požadovaných 8 % a tvrdost podle Brinella se pohybuje nad hodnotou 325 HB. Rovněž všechny hodnoty u regresoru se pohybují v požadovaných intervalech.

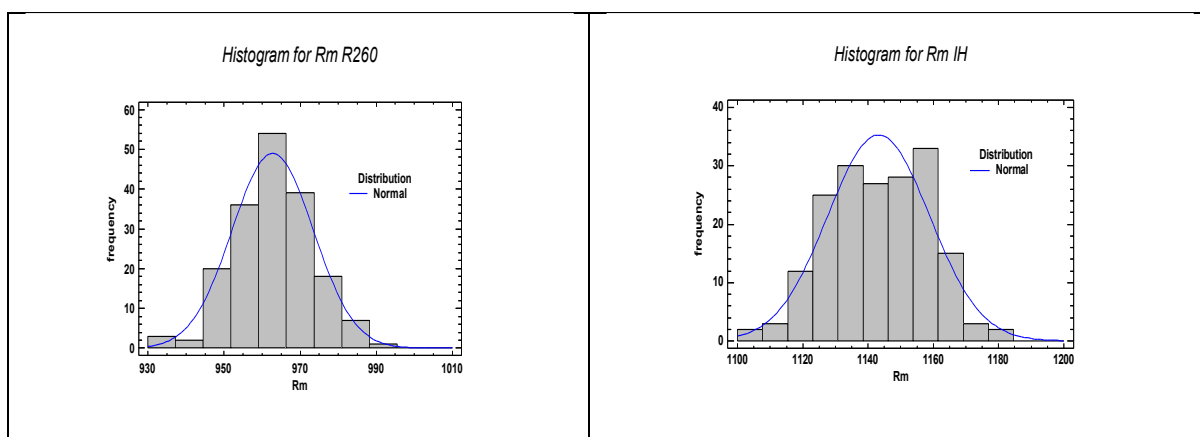
4. 3. Ověření normality, homogenity a nezávislosti dat

Ověření normality, homogenity a nezávislosti dat pomocí exploratorních grafů a testování statistických hypotéz.

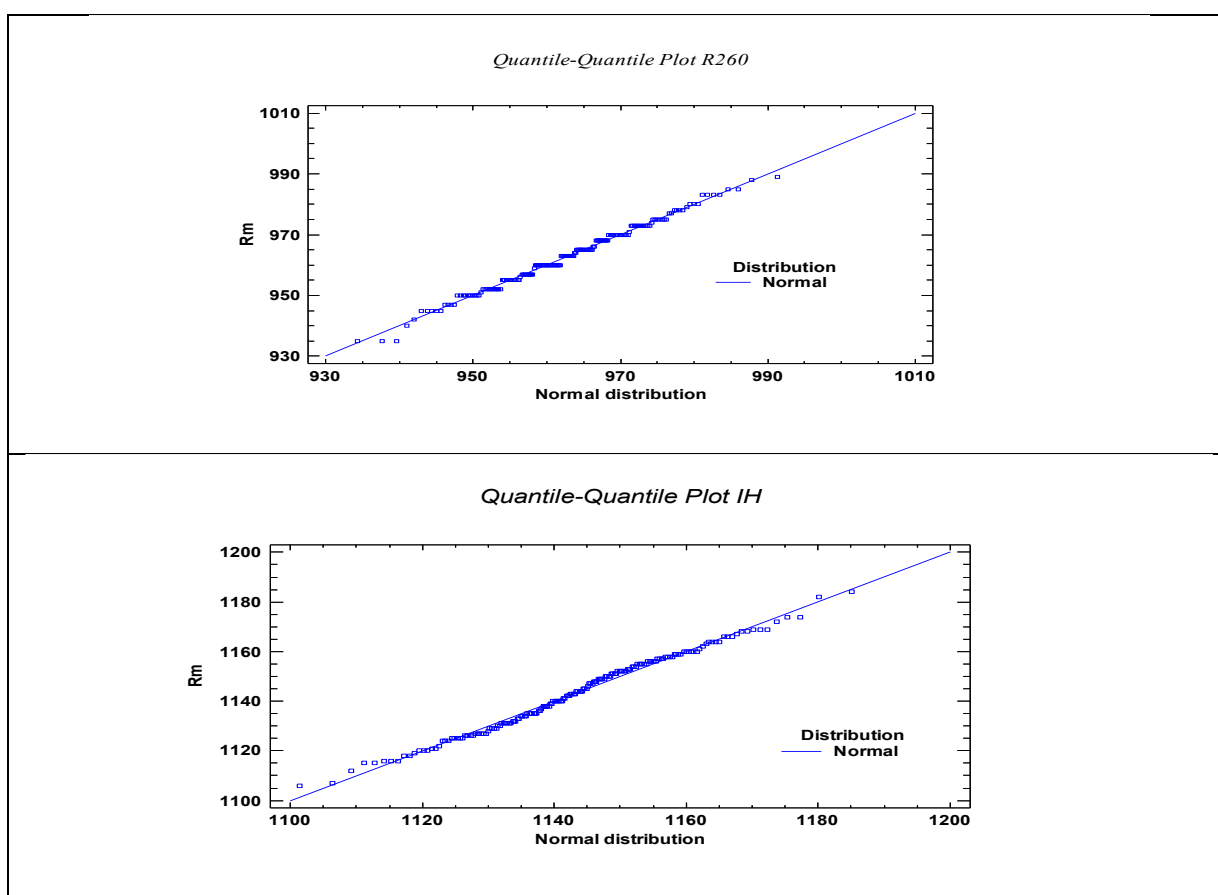
4.3.1. Normalita dat proměnné *R_m*

Pomocí histogramu určíme základní tvar rozdělení a identifikujeme přítomnost odlehlých hodnot. Histogram může mít symetrický tvar, nebo může být zešikmený na pravou nebo levou stranu. Q-Q graf se používá k porovnání rozdělení analyzované řady s nějakým standardním pravděpodobnostním rozdělením resp. k posouzení, zda lze analyzovanou řadu chápat jako výběr z jistého pravděpodobnostního rozdělení. Grafické metody neposkytují jasnou odpověď na otázku normality dat. Proto musíme použít některý z testů normality Shapiro-Wilkův test, test výběrové šikmosti a špičatosti, Andersonův – Darlingův test [16].

Podle tvaru histogramu (obrázek 12) lze usuzovat, že se jedná o normální rozdělení, neboť histogram obou značek oceli vykazuje klasický zvonovitý tvar. Na základě analýzy obou Q-Q grafů (obrázek 13) lze předpokládat, že data pocházejí z normálního rozdělení, přímka představuje předpokládané teoretické rozdělení, body kolem přímky představují empirické výběrové rozdělení. Čím jsou body blíže zakreslené přímce lze považovat, že výběr pochází z normálního rozdělení.



Obrázek 12 Histogram proměnné R_m .



Obrázek 13 Q-Q graf proměnné R_m .

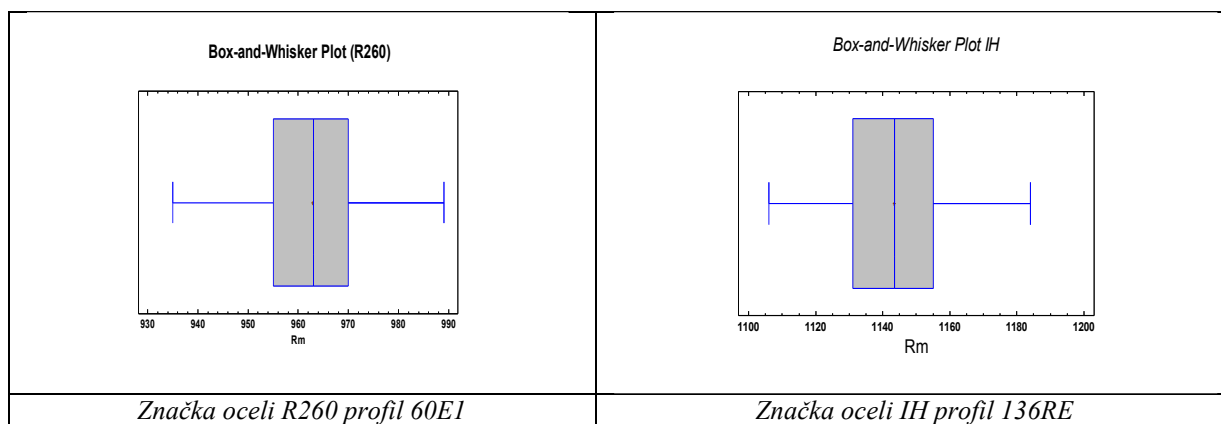
Jelikož všech pět testů (u značky IH oceli 4 z 5) prokázalo normalitu dat, hodnota p-value je větší než hladina významnosti, můžeme hodnoty proměnné R_m považovat za data pocházející z normálního rozdělení. Výsledky ověření normality dat pomocí testu jsou uvedené v tabulce 10.

Tabulka 10 Výsledky testu normality proměnné R_m .

Značka oceli R260			Značka oceli IH		
Tests for Normality for Rm			Tests for Normality for Rm		
<i>Test</i>	<i>Statistic</i>	<i>P-Value</i>	<i>Test</i>	<i>Statistic</i>	<i>P-Value</i>
Shapiro-Wilk W	0,977868	0,234501	Shapiro-Wilk W	0,975483	0,136312
Skewness Z-score	0,207237	0,83582	Skewness Z-score	0,000394521	0,999679
Kurtosis Z-score	-0,286782	0,774275	Kurtosis Z-score	-2,06061	0,0393401
Goodness-of-Fit Tests for Rm			Goodness-of-Fit Tests for Rm		
Kolmogorov-Smirnov Test			Kolmogorov-Smirnov Test		
	<i>Normal</i>			<i>Normal</i>	
DPLUS	0,0698295		DPLUS	0,05653	
DMINUS	0,0579482		DMINUS	0,0600242	
DN	0,0698295		DN	0,0600242	
P-Value	0,346562		P-Value	0,55225	
Anderson-Darling A^2			Anderson-Darling A^2		
	<i>Normal</i>			<i>Normal</i>	
A^2	0,508894		A^2	0,685953	
Modified Form	0,508894		Modified Form	0,685953	
P-Value	>=0.10		P-Value	>=0.10	

4.3.2. Homogenity dat proměnné R_m

K odhalení odlehlých a podezřelých hodnot se nejčastěji používá histogram a krabicový graf. Na obrázku 14 jsou zobrazeny krabicové grafy proměnné R_m nevyskytují se zde žádné odlehlé ani podezřelé hodnoty.



Obrázek 14 Krabicové graf proměnné R_m .

V tabulce 11 je uveden výsledek Grubbsova testu. Je-li hodnota p-value větší než hladina významnosti pak lze učinit závěr, že tato hodnota výrazně neovlivnila výsledky testu normality, za předpokladu, že data pocházejí z normálního rozdělení. Data jsou homogenní.

Tabulka 11 Výsledky Grubbsova testu.

<i>Značka oceli R260 profil 60E1</i>	<i>Značka oceli IH profil 136RE</i>
Grubbs' Test (assumes normality) R260 Test statistic = 2,60599 P-Value = 1,0	Grubbs' Test (assumes normality) IH Test statistic = 2,60405 P-Value = 1,0

4.3.3. Ověření nezávislosti dat proměnné R_m

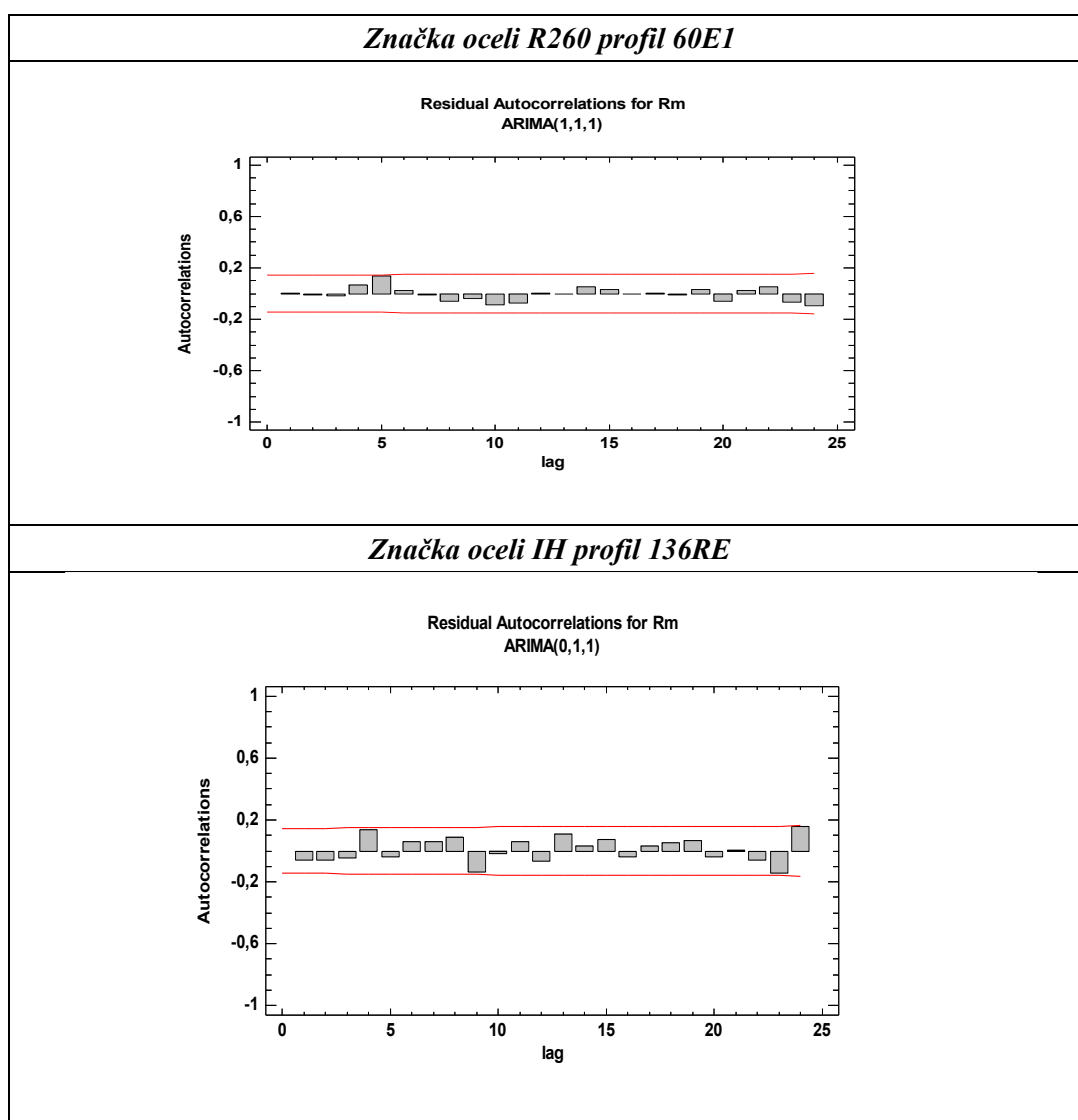
Obecně lze závislost chápat jako ovlivnění naměřené hodnoty předchozími hodnotami. Nejčastější případ závislosti je autokorelace, kdy se jedná o závislost lineární [16]. Pro testování hypotéz se používají neparametrické testy náhodnosti, testy významnosti autokorelačního koeficientu. Z grafických nástrojů se využívá bodový diagram, autokorelační graf a graf výběrové autokorelací funkce [16].

Při analýze grafu autokorelačních koeficientů (obrázek 15) vidíme, že všechny sloupce leží v intervalu spolehlivosti, lze předpokládat, že analyzovaná data jsou vzájemně nezávislá.

Výsledky testu náhodnosti (tabulka 12): znaménkový test (*Runs above and below median*), test založený na hledání trendu (*Runs up and down*), Box-Pierce test. V těchto testech ověřujeme, platnost nulové hypotézy data jsou náhodná (vzájemně nezávislá). U všech tří testů je hodnota p-value větší než hladina významnosti proto lze konstatovat, že data lze považovat za vzájemně nezávislá.

Tabulka 12 Výsledku testu náhodnosti.

<i>Značka oceli R260 profil 60E1</i>	<i>Značka oceli IH profil 136RE</i>
(1) Runs above and below median Median = -0,303432 Number of runs above and below median = 81 Expected number of runs = 90,0 Large sample test statistic $z = 1,27782$ P-value = 0,201313	(1) Runs above and below median Median = 0,158034 Number of runs above and below median = 99 Expected number of runs = 90,0 Large sample test statistic $z = 1,27782$ P-value = 0,201313
(2) Runs up and down Number of runs up and down = 116 Expected number of runs = 119,0 Large sample test statistic $z = 0,445435$ P-value = 0,656002	(2) Runs up and down Number of runs up and down = 124 Expected number of runs = 119,0 Large sample test statistic $z = 0,801784$ P-value = 0,422676
(3) Box-Pierce Test Test based on first 24 autocorrelations Large sample test statistic = 12,1905 P-value = 0,953319	(3) Box-Pierce Test Test based on first 24 autocorrelations Large sample test statistic = 27,7581 P-value = 0,225068



Obrázek 15 Graf autokorelačních koeficientů.

4.3.4. Ověření normality, homogenity a nezávislosti dat ostatní proměnné

Dále byla provedena kompletní statistická analýza dat regresandu (*HB*, *A5*). Bylo postupováno dle výše uvedených postupů. Přehledné výsledky jsou uvedeny v příloze 6. Lze konstatovat, že data pocházejí z normálního rozdělení (proměnná *HB* značka oceli *IH* předpoklad normality potvrdily pouze dva testy).

Byla provedena statistická analýza dat všech zbylých proměnných. Bylo postupováno dle výše uvedených postupů. Přehledné výsledky jsou uvedeny v tabulce 13.

Tabulka 13 **Výsledky EDA analýzy.**

<i>Rozdělení</i>	<i>Proměnná</i>	
	<i>Značka oceli R 260 profil 60E1</i>	<i>Značka oceli IH profil 136RE</i>
<i>normální</i>	<i>R_m, HB, A5, C, Mn, N, Ti</i>	<i>R_m, HB, A5, C, Si, Mn, P, Ti, Nb, N</i>
<i>Log- normální</i>	<i>Si, P, S, O, Mo</i>	<i>S, Mo</i>
<i>Jiné</i>	<i>Cr, Al, V, Ni, Sn, Nb, Pb, Ca, Mg, Bi, Zr, Co</i>	<i>Cr, Al, V, Ni, Cu, Co, As, Sn, B, Sb, Pb, Ca, Mg</i>

4. 4. Regresní rovnice značka oceli R260 profil 60E1

Byla provedena regresní analýza mechanických vlastností (pevnost v tahu, tažnost, tvrdost HB) značky oceli R260 profil 60E1.

- Vícenásobná lineární regrese pevnosti v tahu a tažnosti na chemickém složení všech prvků dle požadavku normy ČSN EN 13674-1.
- Vícenásobná lineární regrese pevnosti v tahu a tažnosti na chemickém složení metalurgicky významných prvků dle požadavku normy ČSN EN 13674-1.
- Vícenásobná lineární regrese pevnosti v tahu a tažnosti na celém spektru chemického složení.
- Jako doplněk, byla uskutečněna také vícenásobná regresní analýza závislosti tvrdosti podle Brinella (HB) na chemickém složení.
- Potvrzení predikčních rovnic pro mez pevnosti v tahu a tažnost.

Pro sestavení predikční rovnice byla použita vícenásobná regresní analýza. Jako metoda výběru vlivných regresorů byla použita kroková regrese se zpětnou eliminací nevlivných proměnných při uvažování standardních hodnot 4,0 pro sekvenční F-testy zařazování a vyřazování regresorů.

4.4.1. Regresní rovnice pro pevnost v tahu

Byly sestaveny následující predikční regresní rovnice pomocí vícenásobné lineární regrese.

Regresní rovnice dle ČSN EN 13674-1

Vícenásobná lineární regrese pevnosti v tahu na chemickém složení prvků stanovených v normě (*C, Si, Mn, P, S, Cr, Al, V, N, O, Mo, Ni, Cu, Sn, Sb, Ti, Nb*).

Z výsledku (tabulka 14) je patrné, že regresní model je jako celek statisticky významný, avšak koeficient determinace (*R-squared*) mám, udává, že znak R_m je pouze z 37 % závislý na daných parametrech. To znamená, že vliv chemického složení na pevnost v tahu je pouze asi 37 % a zbylých 73 % tvoří vliv jiných faktorů s největší pravděpodobností procesních faktorů.

Tabulka 14 Výsledky regrese R_m (R260) – dle ČSN EN 13674-1.

Multiple Regression - R_m					Analysis of Variance					
		Standard	T		Source	Sum of	Df	Mean	F-	P-Value
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value		Squares		Square	Ratio	
CONSTANT	503,511	70,2893	7,16342	0,0000	Model	7632,42	17	448,966	5,72	0,0000
C	504,652	83,3197	6,05682	0,0000	Residual	12721,6	162	78,5281		
Si	162,754	60,6771	2,68229	0,0081	Total	20354,0	179			
Mn	61,1646	39,2844	1,55697	0,1214	(Corr.)					
P	402,958	338,908	1,18899	0,2362	<div>R-squared = 37,4984 percent R-squared (adjusted for d.f.) = 30,9396 percent Standard Error of Est. = 8,86161 Mean absolute error = 6,65238 Durbin-Watson statistic = 1,77627 (P=0,0669) Lag 1 residual autocorrelation = 0,110679</div>					
S	-787,669	235,618	-3,34299	0,0010						
Cr	214,524	68,2707	3,14225	0,0020						
Al	-994,445	1759,61	-0,565151	0,5728						
V	-2533,96	4271,96	-0,593162	0,5539						
N	-283,761	914,894	-0,310157	0,7568						
O	-7048,76	3456,51	-2,03927	0,0430						
Mo	323,797	297,282	1,08919	0,2777						
Ni	-176,267	101,261	-1,74072	0,0836						
Cu	34,1507	58,6562	0,582219	0,5612						
Sn	-714,587	434,833	-1,64336	0,1022						
Sb	1173,96	2254,66	0,520682	0,6033						
Nb	240,875	1800,92	0,133751	0,8938						
Ti	-7760,78	2888,18	-2,68709	0,0080						

Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu (*Standard Error of Est.*) 8,86161 MPa. Rovnice se nachází uvnitř rozptylového pásma ohraničené mezní hodnotou jedné směrodatné odchylky ($\pm 12,5$ MPa) pevnosti v tahu. Regresní rovnice má tvar:

$$R_m = 503,511 + 504,652 C + 162,754 Si + 61,1646 Mn + 402,958 P - 787,669 S + 214,524 Cr - 994,445 Al - 2533,96 V - 283,761 N - 7048,76 O + 323,797 Mo - 176,267 Ni + 34,1507 Cu - 714,587 Sn + 1173,96 Sb + 240,875 Nb - 7760,78 Ti.$$

Nezávislé proměnné *C, Mn, Si, P, Cr, Mo, Cu, Nb*, mají kladné znaménko regresních koeficientů, to znamená, že se zvyšováním obsahu prvku v oceli roste mez pevnosti v tahu. Naopak proměnné *S, Al, V, O, Ni, Sn, Sb, Ti, N* mají záporné znaménko regresních koeficientů. Při zvyšování obsahu prvku v oceli klesá pevnost v tahu.

V modelu se vyskytují statisticky nevýznamné parametry (parametr se rovná nule). Proto byla použita kroková regrese se zpětnou eliminací nevlivných proměnných. Proto byly z modelu vypuštěny nevýznamné proměnné. Výsledky mnohonásobné regresní analýzy statisticky významných parametrů, jsou uvedeny v tabulce 15.

Tabulka 15 Výsledky regrese se zpětnou eliminací R_m (R260) – dle ČSN EN 13674-1 (všechny prvky).

Multiple Regression - R_m					Analysis of Variance					
		Standard	T		Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value						
CONSTANT	535,833	60,3572	8,87769	0,0000	Model	6708,91	6	1118,15	14,18	0,0000
C	503,581	82,0618	6,1366	0,0000	Residual	13645,1	173	78,8732		
Si	214,112	53,6769	3,98891	0,0001	Total	20354,0	179			
S	-619,816	209,728	-2,95533	0,0036	(Corr.)					
Cr	258,186	56,3231	4,58402	0,0000	R-squared = 32,9612 percent R-squared (adjusted for d.f.) = 30,6361 percent Standard Error of Est. = 8,88106 Mean absolute error = 6,856 Durbin-Watson statistic = 1,68425 (P=0,0169) Lag 1 residual autocorrelation = 0,157161					
O	-6953,28	3369,97	-2,06331	0,0406						
Ti	-8197,33	2706,12	-3,02918	0,0028						

Z výsledku je patrné, že regresní model je jako celek statisticky významný, avšak koeficient determinace (*R-squared*) mám, udává, že znak R_m je z 32,96 % závislý na daných parametrech. To znamená, že vliv chemického složení na pevnost v tahu je pouze asi 33 % a zbylých 67 % tvoří vliv jiných faktorů s největší pravděpodobností procesních faktorů.

Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu (*Standard Error of Est.*) 8,88106 MPa. Rovnice se nachází uvnitř rozptylového pásma ohraničené mezní hodnotou jedné směrodatné odchylky ($\pm 12,5$ MPa) pevnosti v tahu. Regresní rovnice má tvar:

$$R_m = 535,833 + 503,581 C + 214,112 Si - 619,816 S + 258,186 Cr - 6953,28 O - 8197,33 Ti.$$

Jako vlivné se jeví dvě proměnné C , Si a Cr mají kladné znaménko regresních koeficientů, to znamená, že se zvyšováním obsahu prvku v oceli roste mez pevnosti v tahu, naopak záporné znaménko regresních koeficientu mají proměnné S , O a Ti , se zvyšováním obsahu prvku v oceli klesá mez pevnosti v tahu.

Regresní model – dle požadavku provozu.

Vícenásobná lineární regrese pevnosti v tahu na chemickém složení prvků (dle ČSN EN 13674-1), odpovídající technologickému pohledu (chemický pohled – žádný prvek nelze vypustit, všechny chemické prvky, jsou v modelu důležité, regresní model začíná v bodě nula) – model bez absolutního členu (příloha 8):

$$R_m = 980,793 C + 183,286 Si + 180,572 Mn + 609,836 P - 586,745 S + 234,396 Cr + 678,051 Al + 4590,28 V + 1200,1 N - 7978,16 O + 402,436 Mo - 198,258 Ni + 61,7021 Cu - 1004,96 Sn + 2675,74 Sb - 8802,85 Ti - 1881,0 Nb.$$

Regresní model je jako celek statisticky významný, koeficient determinace mám, udává, že znak R_m je z 99 % závislý na daných parametrech. ***Při použití lineární regresní rovnice bez absolutního členu je stanovení koeficientu determinace nekorektní, proto je při posuzování vysvětlující schopnosti modelu uvažována směrodatná odchylka.*** Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu 10,2384 MPa. Rovnice se nachází uvnitř rozptylového pásma ohraničené mezní hodnotou jedné směrodatné odchylky ($\pm 12,5$ MPa) pevnosti v tahu, splňuje požadavky, které jsou na ní kladeny v příslušné normě.

Nezávislé proměnné $C, Si, Mn, P, Cr, Al, V, N, Mo, Cu, Sb$, mají kladné znaménko regresních koeficientů, to znamená, že se zvyšováním obsahu prvku v oceli roste mez pevnosti v tahu, naopak záporné znaménko regresních koeficientu mají proměnné S, O, Ni, Sn, Ti, Nb , to znamená, že se zvyšováním obsahu prvku v oceli klesá mez pevnosti v tahu.

Regresní rovnice dle ČSN EN 13674-1 (metalurgicky významné prvky)

Vícenásobná lineární regrese pevnosti v tahu na chemickém složení metalurgicky významných prvků ($C, Si, Mn, P, S, Cr, Al, V, N, O$). Výsledky vícenásobné regresní analýzy statisticky významných parametrů, jsou uvedeny v příloze 8.

Z výsledku je patrné, že regresní model je jako celek statisticky významný, avšak koeficient determinace mám, udává, že znak R_m je z 27,8 % závislý na daných parametrech. To znamená, že vliv chemického složení na pevnost v tahu je pouze asi 28 % a zbylých 72 % tvoří vliv jiných faktorů s největší pravděpodobností procesních faktorů.

Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu 9,1385 MPa. Rovnice se nachází uvnitř rozptylového pásma ohraničené mezní hodnotou jedné směrodatné odchylky ($\pm 12,5$ MPa) pevnosti v tahu. Regresní rovnice má tvar:

$$R_m = 526,814 + 495,08 C + 187,736 Si + 218,92 Cr.$$

Jako vlivné se jeví tři proměnné C, Si a Cr mají kladné znaménko regresních koeficientů, to znamená, že se zvyšováním obsahu prvku v oceli roste mez pevnosti v tahu.

Regresní model – dle požadavku provozu.

Vícenásobná lineární regrese pevnosti v tahu na chemickém složení prvků (metalurgicky významné prvky), odpovídající technologickému pohledu (chemický pohled – žádný chemický prvek nelze vypustit, všechny chemické prvky, jsou v modelu důležité, regresní model začíná v bodě nula) – model bez absolutního členu (*příloha 8*):

$$R_m = 983,563 C + 146,292 Si + 179,579 Mn + 689,944 P - 165,56 S + 186,101 Cr + 1527,88 Al + 1578,74 V + 91,8329 N - 6673,38 O.$$

Regresní model je jako celek statisticky významný. Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu 10,356 MPa. Rovnice se nachází uvnitř rozptylového pásma ohraničené mezní hodnotou jedné směrodatné odchylky ($\pm 12,5$ MPa) pevnosti v tahu. Proměnné *C*, *Si*, *Mn*, *P*, *Cr*, *Al*, *V*, *N*, mají kladné znaménko regresních koeficientů, to znamená, že se zvyšováním obsahu prvku v oceli roste mez pevnosti v tahu. *S*, *O* větší hmotnostní podíly snižují mez pevnosti v tahu.

Regresní rovnice (celé spektrum chemického složení)

Vícenásobná lineární regrese pevnosti v tahu na celém spektru chemického složení oceli (*C*, *Si*, *Mn*, *P*, *S*, *Cr*, *Al*, *V*, *N*, *O*, *Mo*, *Ni*, *Cu*, *Sn*, *Sb*, *Ti*, *Nb*, *Pb*, *Ca*, *Mg*, *B*, *Zr*, *Ca*). Z tohoto spektra byly vyřazeny proměnné, které obsahují pouze jeden konstantní údaj (hodnota s nulovou variabilitou).

Výsledky vícenásobné regresní analýzy statisticky významných parametrů, jsou uvedeny v *příloze 8*.

Z výsledku vyplývá, že regresní model je jako celek statisticky významný, avšak koeficient determinace mám, udává, že znak R_m je z 32,96 % závislý na daných parametrech. To znamená, že vliv chemického složení na pevnost v tahu je pouze asi 33 % a zbylých 67 % tvoří vliv jiných faktorů s největší pravděpodobností procesních faktorů.

Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu 8,88106 MPa. Rovnice se nachází uvnitř rozptylového pásma ohraničené mezní hodnotou jedné směrodatné odchylky ($\pm 12,5$ MPa) pevnosti v tahu. Regresní rovnice má tvar:

$$R_m = 535,833 + 503,581 C + 214,112 Si - 619,816 S + 258,186 Cr - 6953,28 O - 8197,33 Ti.$$

Jako vlivné se jeví tři proměnné *C*, *Si* a *Cr* mají kladné znaménko regresních koeficientů, to znamená, že se zvyšováním obsahu prvku v oceli roste mez pevnosti v tahu.

Naopak záporné znaménko regresních koeficientů mají proměnné *S*, *O*, *Ti*, při zvyšování obsahu těchto prvků v oceli klesá mez pevnosti v tahu.

Regresní model – dle požadavku provozu.

Vícenásobná lineární regrese pevnosti v tahu na chemickém složení prvků (celé spektrum chemického složení), odpovídající technologickému pohledu (chemický pohled – žádný chemický prvek nelze vypustit, všechny chemické prvky, jsou v modelu důležité, regresní model začíná v bodě nula) – model bez absolutního členu (*příloha 8*):

$$R_m = 991,92 C + 188,973 Si + 165,884 Mn + 649,117 P - 678,119 S + 235,519 Cr + 625,322 Al + 8603,75 V + 932,138 N - 7910,33 O + 400,619 Mo - 228,957 Ni + 56,4293 Cu - 993,314 Sn + 2412,88 Sb - 9212,67 Ti - 1878,13 Nb + 4022,08 Pb - 31712,6 Ca - 13553,4 Mg + 12853,2 B + 352,997 Zr + 878,023 Co.$$

Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu 10,2384 MPa. Rovnice se nachází uvnitř rozptylového pásma ($\pm 12,5$ MPa) pevnosti v tahu. Proměnné s kladnou hodnotou regresního koeficientu zvyšují mez pevnosti v tahu. Proměnné se zápornou hodnotou regresního koeficientu snižují mez pevnosti v tahu.

4.4.2. Regresní rovnice pro tažnost

Byly sestaveny následující predikční regresní rovnice pomocí vícenásobné lineární regrese.

Regresní rovnice dle ČSN EN 13674-1

Vícenásobná lineární regrese tažnosti na chemickém složení prvků dle normy (*C*, *Si*, *Mn*, *P*, *S*, *Cr*, *Al*, *V*, *N*, *O*, *Mo*, *Ni*, *Cu*, *Sn*, *Sb*, *Ti*, *Nb*).

Z výsledku (*příloha 9*) je patrné, že regresní model je jako celek statisticky **nevýznamný** (*nebyla použita použitá kroková regrese se zpětnou eliminací nevlivných proměnných*), koeficient determinace mám, udává, že znak *A5* je pouze ze 4,6 % závislý na daných parametrech. To znamená, že vliv chemického složení na pevnost v tahu je pouze asi 5 % a zbylých 95 % tvoří vliv jiných faktorů s největší pravděpodobností procesních faktorů.

Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu 0,981104 %. Rovnice se nachází uvnitř rozptylového pásma ohraničené mezní hodnotou jedné směrodatné odchylky (± 1 %) tažnosti. Regresní rovnice (statisticky nevýznamná) má tvar:

$$A5 = 20,4525 - 5,48221C - 5,81463Si - 0,819013Mn + 37,6868P - 4,89415S - 14,5954Cr + 256,188Al - 291,111V + 16,1719N + 60,74O + 19,9782Mo + 2,10446Ni - 0,416418Cu - 4,04514Sn - 79,7367Sb + 209,835Ti + 12,1253Nb.$$

Regresní model – dle požadavku provozu.

Vícenásobná lineární regrese tažnosti na chemickém složení prvků (dle ČSN EN 13674-1), odpovídající technologickému pohledu (chemický pohled – žádný chemický prvek nelze vypustit, všechny chemické prvky, jsou v modelu důležité, regresní model začíná v bodě nula) – model bez absolutního členu (*příloha 9*):

$$A5 = 13,8584 C - 4,98061 Si + 4,03128 Mn + 46,0901 P + 3,26734 S - 13,7881 Cr + 324,124 Al - 1,72641 V + 76,4459 N + 22,9881 O + 23,1725 Mo + 1,21121 Ni + 0,702709 Cu - 15,84 Sn - 18,7351 Sb + 167,506 Ti - 74,0645 Nb.$$

Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu 0,998724 %. Rovnice se nachází uvnitř rozptylového pásma ($\pm 1\%$) tažnosti. Proměnné s kladnou hodnotou regresního koeficientu zvyšují tažnost. Proměnné se zápornou hodnotou regresního koeficientu snižují tažnost.

Regresní rovnice dle ČSN EN 13674-1 (metalurgicky významné prvky)

Vícenásobná lineární regrese tažnosti na chemickém složení metalurgicky významných prvků (C, Si, Mn, P, S, Cr, Al, V, N, O).

Z výsledku (*příloha 9*) je patrné, že regresní model je jako celek statisticky **nevýznamný**, koeficient determinace mám, udává, že znak *A5* je pouze z 3,6 % závislý na daných parametrech. To znamená, že vliv chemického složení na pevnost v tahu je pouze asi 4 % a zbylých 95 % tvoří vliv jiných faktorů s největší pravděpodobností procesních faktorů.

Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu 0,965855 %. Rovnice se nachází uvnitř rozptylového pásma ohraničené mezní hodnotou jedné směrodatné odchylky ($\pm 1\%$) tažnosti. Regresní rovnice (statisticky nevýznamná) má tvar:

$$A5 = 19,9654 - 4,46004C - 4,27676Si - 1,38261Mn + 27,2653P - 11,8172S - 11,0085Cr + 256,818Al - 219,293V + 23,5874N + 30,8337O.$$

Regresní model – dle požadavku provozu.

Vícenásobná lineární regrese tažnosti na chemickém složení prvků (metalurgicky významné prvky), odpovídající technologickému pohledu (chemický pohled – žádný

chemický prvek nelze vypustit, všechny chemické prvky, jsou v modelu důležité, regresní model začíná v bodě nula) – model bez absolutního členu (*příloha 9*):

$$A5 = 15,1984 C - 4,2365 Si + 3,35513 Mn + 34,3254 P - 1,70728 S - 10,2801 Cr + 332,89 Al - 69,9758 V + 67,922 N - 28,5507 O.$$

Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu 0,983118 %. Rovnice se nachází uvnitř rozptylového pásma ($\pm 1\%$) tažnosti. Proměnné s kladnou hodnotou regresního koeficientu zvyšují tažnost. Proměnné se zápornou hodnotou regresního koeficientu snižují tažnost.

Regresní rovnice (celé spektrum chemického složení)

Vícenásobná lineární regrese tažnosti na celém spektru chemického složení oceli (C, Si, Mn, P, S, Cr, Al, V, N, O, Mo, Ni, Cu, Sn, Sb, Ti, Nb, Pb, Ca, Mg, B, Zr, Co). Z tohoto spektra byly vyřazeny proměnné, které obsahují pouze jeden konstantní údaj (hodnota s nulovou variabilitou). Z výsledku (*příloha 9*) je patrné, že regresní model je jako celek statisticky **nevýznamný**.

Koeficient determinace mám, udává, že znak *A5* je pouze ze 7,2 % závislý na daných parametrech. To znamená, že vliv chemického složení na pevnost v tahu je pouze asi 5 % a zbylých 95 % tvoří vliv jiných faktorů s největší pravděpodobností procesních faktorů. Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu 0,986265 %. Rovnice se nachází uvnitř rozptylového pásma ohraničené mezní hodnotou jedné směrodatné odchylky ($\pm 1\%$) tažnosti. Regresní rovnice (statisticky nevýznamná) má tvar:

$$A5 = 20,0045 - 6,4979C - 4,62896Si - 0,76957Mn + 53,8356P - 10,018S - 14,2378Cr + 310,009Al - 252,56V + 51,3056N - 10,9688O + 21,076Mo - 0,65232Ni - 1,63861Cu - 14,2122Sn - 71,2904Sb + 172,076Ti + 2,85635Nb - 96,0968Pb + 1103,04Ca - 609,024Mg - 2112,99B - 76,6845Zr + 223,802Co.$$

Regresní model – dle požadavku provozu.

Vícenásobná lineární regrese tažnosti na chemickém složení prvků (celé spektrum chemického složení), odpovídající technologickému pohledu (chemický pohled – žádný chemický prvek nelze vypustit, všechny chemické prvky, jsou v modelu důležité, regresní model začíná v bodě nula) – model bez absolutního členu (*příloha 9*):

$$A5 = 11,4323 C - 4,17946 Si + 4,3005 Mn + 62,0194 P - 3,29672 S - 13,1157 Cr + 371,753 Al + 109,746 V + 106,657 N - 39,7686 O + 23,0686 Mo - 1,29229 Ni - 0,569444 Cu -$$

$$24,5998 \text{ Sn} - 41,388 \text{ Sb} + 113,172 \text{ Ti} - 85,7456 \text{ Nb} + 992,348 \text{ Pb} + 687,75 \text{ Ca} - 398,444 \text{ Mg} - 2373,99 \text{ B} - 73,3385 \text{ Zr} + 237,884 \text{ Co}.$$

Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu 1 %. Rovnice se nachází uvnitř rozptylového pásma ($\pm 1\%$) tažnosti. Proměnné s kladnou hodnotou regresního koeficientu zvyšují tažnost. Proměnné se zápornou hodnotou regresního koeficientu snižují tažnost.

4.4.3. Regresní rovnice pro tvrdost HB

Byly sestaveny následující predikční regresní rovnice pomocí vícenásobné lineární regrese.

Regresní rovnice dle ČSN EN 13674-1

Vícenásobná lineární regrese tvrdosti HB na chemickém složení všech prvků dle normy (C, Si, Mn, P, S, Cr, Al, V, N, O, Mo, Ni, Cu, Sn, Sb, Ti, Nb).

Výsledky vícenásobné regresní analýzy statisticky významných parametrů, jsou uvedeny v příloze 10.

Z výsledku vyplývá, že regresní model je jako celek statisticky významný, avšak koeficient determinace mám, udává, že znak *HB* je ze 7,6 % závislý na daných parametrech. To znamená, že vliv chemického složení na pevnost v tahu je pouze asi 8 % a zbylých 92 % tvoří vliv jiných faktorů s největší pravděpodobností procesních faktorů. Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu 4,9769 HB. Regresní rovnice má tvar:

$$HB = 217,255 + 57,4194Mn + 2148,61Sb.$$

Jako vlivné se jeví proměnné *Mn* a *Sb* mají kladné znaménko regresních koeficientů, to znamená, že se zvyšováním obsahu prvku v oceli roste tvrdost *HB*.

Regresní model – dle požadavku provozu.

Vícenásobná lineární regrese tvrdosti na chemickém složení prvků (dle ČSN EN 13674-1), odpovídající technologickému pohledu (chemický pohled – žádný chemický prvek nelze vypustit, všechny chemické prvky, jsou v modelu důležité, regresní model začíná v bodě nula) – model bez absolutního členu (příloha 10):

$$HB = 187,164 C + 27,3937 Si + 103,677 Mn + 391,765 P - 16,3221 S + 44,7228 Cr + 1675,97 Al + 4425,1 V + 498,114 N - 1017,9 O - 218,019 Mo + 43,8136 Ni + 50,0277 Cu - 468,961 Sn + 3221,96 Sb - 1047,97 Ti - 797,101 Nb.$$

Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu 5,3675 HB. Proměnné s kladnou hodnotou regresního koeficientu zvyšují tvrdost HB. Proměnné se zápornou hodnotou regresního koeficientu snižují tvrdost HB.

Regresní rovnice dle ČSN EN 13674-1 (metalurgicky významné prvky)

Vícenásobná lineární regrese tvrdosti HB na chemickém složení metalurgicky významných prvků (*C, Si, Mn, P, S, Cr, Al, V, N, O*).

Výsledky mnohonásobné regresní analýzy statisticky významných parametrů, jsou uvedeny v příloze 10.

Z výsledku vyplývá, že regresní model je jako celek statisticky významný, avšak koeficient determinace mám, udává, že znak *HB* je z 5,3 % závislý na daných parametrech. To znamená, že vliv chemického složení na pevnost v tahu je pouze asi 5 % a zbylých 95 % tvoří vliv jiných faktorů s největší pravděpodobností procesních faktorů. Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu 5,0229 HB. Regresní rovnice má tvar:

$$HB = 217,155 + 61,9779 Mn.$$

Jako vlivná se jeví proměnná *Mn*, má kladné znaménko regresního koeficientu, to znamená, že se zvyšováním obsahu prvku v oceli roste tvrdost *HB*.

Regresní model – dle požadavku provozu.

Vícenásobná lineární regrese tvrdosti na chemickém složení prvků (metalurgicky významné prvky), odpovídající technologickému pohledu (chemický pohled – žádný chemický prvek nelze vypustit, všechny chemické prvky, jsou v modelu důležité, regresní model začíná v bodě nula) – model bez absolutního členu (příloha 10):

$$HB = 202,394 C + 11,0701 Si + 111,273 Mn + 405,751 P + 29,6945 S + 25,3545 Cr + 2040,62 Al + 1122,31 V + 317,125 N - 1961,46 O.$$

Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu 5,44458 HB. Proměnné s kladnou hodnotou regresního koeficientu zvyšují tvrdost HB. Proměnné se zápornou hodnotou regresního koeficientu snižují tvrdost HB.

Regresní rovnice (celé spektrum chemického složení)

Vícenásobná lineární regrese tvrdosti HB na celém spektru chemického složení oceli (*C, Si, Mn, P, S, Cr, Al, V, N, O, Mo, Ni, Cu, Sn, Sb, Ti, Nb, Pb, Ca, Mg, B, Zr, Ca*). Z tohoto

spektra byly vyřazeny proměnné, které obsahují pouze jeden konstantní údaj (hodnota s nulovou variabilitou).

Výsledky mnohonásobné regresní analýzy statisticky významných parametrů, jsou uvedeny v příloze 10. Z výsledku vyplývá, že regresní model je jako celek statisticky významný, avšak koeficient determinace mám, udává, že znak *HB* je z 18,2 % závislý na daných parametrech. To znamená, že vliv chemického složení na pevnost v tahu je pouze asi 18 % a zbylých 72 % tvoří vliv jiných faktorů s největší pravděpodobností procesních faktorů. Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu 4,72124 HB. Regresní rovnice má tvar:

$$HB = 251,303 + 46,0495Mn + 56,6452Cu + 2520,36Sb - 37755,7Pb - 1706,19Co.$$

Jako vlivné se jeví proměnné *Mn*, *Cu*, *Sb*, mají kladné znaménko regresního koeficientu, to znamená, že se zvyšováním obsahu těchto prvků v oceli roste tvrdost *HB*. Naopak proměnné *Pb* a *Co*, mají záporné znaménko regresního koeficientu, se zvyšováním obsahu prvků v oceli klesá tvrdost *HB*.

Regresní model – dle požadavku provozu.

Vícenásobná lineární regrese tvrdosti na chemickém složení prvků (celé spektrum chemického složení), odpovídající technologickému pohledu (chemický pohled – žádný chemický prvek nelze vypustit, všechny chemické prvky, jsou v modelu důležité, regresní model začíná v bodě nula) – model bez absolutního členu (příloha 10):

$$HB = 203,372 C + 25,09 Si + 105,884 Mn + 337,248 P + 70,631 S + 32,9075 Cr + 1661,13 Al + 7164,51 V + 673,413 N - 901,642 O - 199,921 Mo + 65,0688 Ni + 45,2936 Cu - 393,465 Sn + 3227,34 Sb - 842,918 Ti - 354,759 Nb - 24936,2 Pb - 2574,53 Ca + 9715,63 Mg + 8088,11 B - 3106,9 Zr - 1071,93 Co.$$

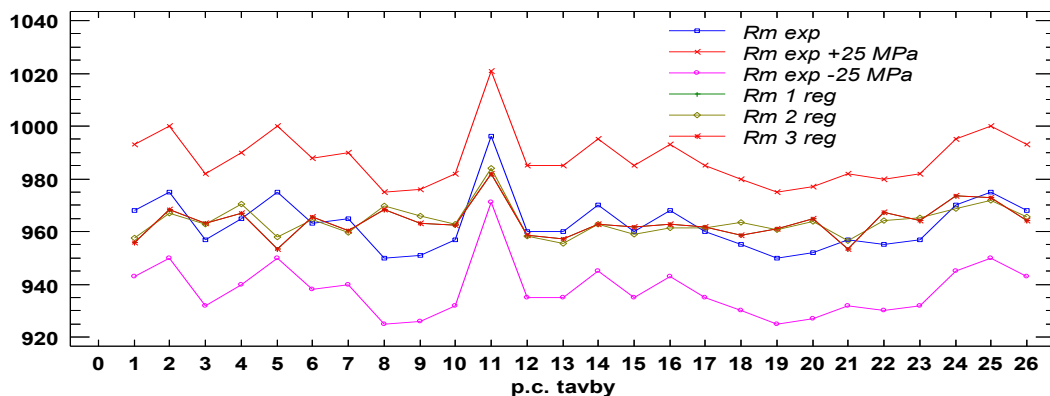
Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu 5,24632 HB. Proměnné s kladnou hodnotou regresního koeficientu zvyšují tvrdost *HB*. Proměnné se zápornou hodnotou regresního koeficientu snižují tvrdost *HB*.

4.4.4. Potvrzení regresních rovnic

Výsledky predikční rovnice byly porovnány s experimentálně zjištěnými hodnotami pevnosti v tahu. Pro porovnání výsledku predikční rovnice byl ze základního souboru

proveden výběr každé desáté tavby a výsledky meze pevnosti v tahu byly porovnány s experimentálně zjištěnými hodnotami.

Potvrzení regresní predikční rovnice pro pevnost v tahu



Obrázek 16 Graf potvrzení predikčních rovnic pro mez pevnosti (R260).

V tabulce 16 a na obrázku 16 jsou porovnány zjištěné hodnoty meze pevnosti v tahu R_m získaném experimentálním měření s hodnotami, které byly vypočteny pomocí sestavených regresních rovnic.

Tabulka 16 Porovnání hodnot s vypočtenými hodnotami predikční rovnice R_m (R260).

p.c.	tavba	R_m [MPa]						p.c.	tavba	R_m [MPa]					
		exp	+25	reg 1	reg 2	reg 3	-25			exp	+25	reg 1	reg 2	reg 3	-25
1	T37454	968	993	955,9	957,5	955,9	943	14	T43615	970	995	962,9	962,8	962,9	945
2	T37795	975	1000	968,3	967,0	968,3	950	15	T45429	960	985	961,7	959,0	961,7	935
3	T37835	957	982	963,1	962,6	963,1	932	16	T45453	968	993	962,6	961,4	962,6	943
4	T37873	965	990	966,9	970,4	966,9	940	17	T45920	960	985	961,6	961,5	961,6	935
5	T38123	975	1000	953,4	957,8	953,4	950	18	T45942	955	980	958,5	963,4	958,5	930
6	T39694	963	988	965,6	964,6	965,6	938	19	T45960	950	975	961,1	960,7	961,1	925
7	T39727	965	990	960,5	959,6	960,5	940	20	T47091	952	977	965,0	963,7	965,0	927
8	T39750	950	975	968,5	969,6	968,5	925	21	T47113	957	982	953,5	956,5	953,5	932
9	T42563	951	976	963,1	965,8	963,1	926	22	T47132	955	980	967,3	964,2	967,3	930
10	T42617	957	982	962,5	962,6	962,5	932	23	T47976	957	982	964,2	965,2	964,2	932
11	T42848	996	1021	982,1	984,0	982,1	971	24	T48224	970	995	973,6	968,8	973,6	945
12	T43568	960	985	958,7	958,1	958,7	935	25	T48420	975	1000	973,0	971,7	973,0	950
13	T43590	960	985	957,4	955,5	957,4	935	26	T48469	968	993	964,1	965,6	964,1	943
$R_{m \text{ reg } 1} = 535,833 + 503,581C + 214,112Si - 619,816S + 258,186Cr - 6953,28O - 8197,33Ti$															
$R_{m \text{ reg } 2} = 526,814 + 495,08C + 187,736Si + 218,92Cr$															
$R_{m \text{ reg } 3} = 535,833 + 503,581C + 214,112Si - 619,816S + 258,186Cr - 6953,28O - 8197,33Ti$															

Všechny hodnoty se pohybují uvnitř stanoveného pásma ± 25 MPa. Křivka $R_{m \text{ reg } 1}$ představuje hodnoty pevnosti v tahu vypočtené pomocí regresní rovnice dle ČSN EN 13674-

1. Křivka R_m reg 2 představuje hodnoty metalurgických významných prvků a křivka R_m reg 3 celé spektrum chemického složení. Přičemž křivka R_m reg 1 a R_m reg 3 jsou identické, vzájemně se překrývají, neboť regresní rovnice se rovnají.

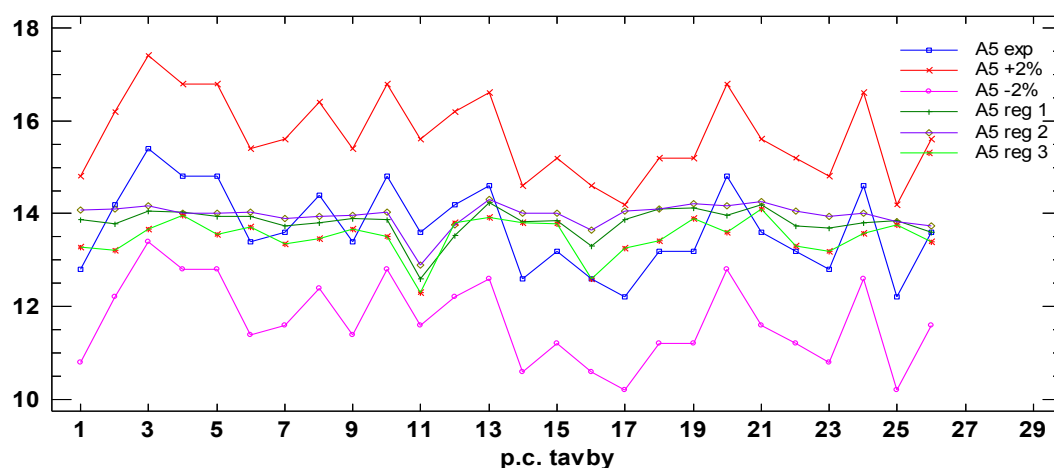
Potvrzení regresní rovnice tažnosti

I když se nepodařilo sestavit statisticky významnou regresní rovnici tažnosti, byly porovnány zjištěné hodnoty tažnosti získané experimentálním měření s hodnotami, které byly vypočteny pomocí sestavených regresních rovnic (obrázek 17 a tabulka 17).

Tabulka 17 Porovnání hodnot s vypočtenými hodnotami predikční rovnice R_m (R260).

p.c.	tavba	A5 [%]						p.c.	tavba	A5 [%]					
		exp	+2	reg 1	reg 2	reg 3	-2			exp	+2	reg 1	reg 2	reg 3	-2
1	T37454	12,8	14,8	13,88	14,07	13,28	10,8	14	T43615	12,6	14,6	13,83	14,01	13,80	10,6
2	T37795	14,2	16,2	13,78	14,10	13,21	12,2	15	T45429	13,2	15,2	13,85	14,01	13,77	11,2
3	T37835	15,4	17,4	14,05	14,17	13,67	13,4	16	T45453	12,6	14,6	13,31	13,65	12,60	10,6
4	T37873	14,8	16,8	14,03	14,01	13,96	12,8	17	T45920	12,2	14,2	13,88	14,06	13,25	10,2
5	T38123	14,8	16,8	13,94	14,01	13,56	12,8	18	T45942	13,2	15,2	14,11	14,10	13,42	11,2
6	T39694	13,4	15,4	13,94	14,03	13,72	11,4	19	T45960	13,2	15,2	14,12	14,22	13,89	11,2
7	T39727	13,6	15,6	13,73	13,91	13,36	11,6	20	T47091	14,8	16,8	13,97	14,18	13,61	12,8
8	T39750	14,4	16,4	13,79	13,94	13,46	12,4	21	T47113	13,6	15,6	14,18	14,27	14,10	11,6
9	T42563	13,4	15,4	13,91	13,97	13,67	11,4	22	T47132	13,2	15,2	13,74	14,05	13,31	11,2
10	T42617	14,8	16,8	13,88	14,04	13,52	12,8	23	T47976	12,8	14,8	13,70	13,95	13,19	10,8
11	T42848	13,6	15,6	12,59	12,88	12,30	11,6	24	T48224	14,6	16,6	13,81	14,01	13,59	12,6
12	T43568	14,2	16,2	13,54	13,76	13,81	12,2	25	T48420	12,2	14,2	13,86	13,82	13,76	10,2
13	T43590	14,6	16,6	14,24	14,30	13,93	12,6	26	T48469	13,6	15,6	13,60	13,74	13,39	11,6
$A5 \text{ reg } 1 = 19,9654 - 4,46004 * C - 4,27676 * Si - 1,38261 * Mn + 27,2653 * P - 11,8172 * S - 11,0085 * Cr + 256,818 * Al - 219,293 * V + 23,5874 * N + 30,8337 * O$															
$A5 \text{ reg } 2 = 15,1984 * C - 4,2365 * Si + 3,35513 * Mn + 34,3254 * P - 1,70728 * S - 10,2801 * Cr + 332,89 * Al - 69,9758 * V + 67,922 * N - 28,5507 * O$															
$A5 \text{ reg } 3 = 20,0045 - 6,4979 * C - 4,62896 * Si - 0,76957 * Mn + 53,8356 * P - 10,018 * S - 14,2378 * Cr + 310,009 * Al - 252,56 * V + 51,3056 * N - 10,9688 * O + 21,076 * Mo - 0,65232 * Ni - 1,63861 * Cu - 14,2122 * Sn - 71,2904 * Sb + 172,076 * Ti + 2,85635 * Nb - 96,0968 * Pb + 1103,04 * Ca - 609,024 * Mg - 2112,99 * B - 76,6845 * Zr + 223,802 * Co$															

Všechny hodnoty se pohybují uvnitř stanoveného pásma $\pm 2 \%$. Křivka $A5$ reg 1 představuje hodnoty pevnosti v tahu vypočtené pomocí regresní rovnice dle ČSN EN 13674-1. Křivka $A5$ reg 2 představuje hodnoty metalurgických významných prvků a křivka $A5$ reg 3 celé spektrum chemického složení.



Obrázek 17 Graf potvrzení predikčních rovnic tažnosti (R260).

4. 5. Shrnutí sestavení predikční rovnice - značka oceli R260 profil 60E1

Byly sestaveny predikční regresní rovnice pro jednotlivé mechanické vlastnosti. Podkladem pro analýzu byla data z válcovny VH, za období leden až prosinec 2012. Predikční regresní rovnice byly sestaveny z náhodného výběru 180 taveb. Jako doplněk byly sestaveny regresní rovnice dle požadavku provozu viz. kapitola 4. 4.

Provedená analýza mechanických vlastností prokázala, že dané kolejnice splňují požadované minimální hodnoty ($R_m > 880 \text{ MPa}$, $A5 > 10 \%$, $HB \langle 260; 300 \rangle$). Sestavené predikční rovnice se nacházejí uvnitř rozptylového pásma ohraničeného 1 směrodatnou odchylkou pevnosti v tahu a tažnosti. Potvrzení predikční rovnice prokázalo, že všechny hodnoty, se nacházejí uvnitř rozptylového pásma stanovené v normě ($\pm 25 \text{ MPa}$, $\pm 2 \%$).

Predikční rovnice pro pevnost v tahu.

I. Predikční rovnice dle požadavku normy ČSN EN 13674-1:

$$R_m = 535,833 + 503,581 C + 214,112 Si - 619,816 S + 258,186 Cr - 6953,28 O - 8197,33 Ti.$$

II. Predikční rovnice pouze s metalurgicky významnými prvky dle požadavku normy ČSN EN 13674-1:

$$R_m = 526,814 + 495,08 C + 187,736 Si + 218,92 Cr.$$

III. Predikční rovnice na celém spektru chemického složení:

$$R_m = 535,833 + 503,581 C + 214,112 Si - 619,816 S + 258,186 Cr - 6953,28 O - 8197,33 Ti.$$

Hodnota koeficientu determinace regresních modelů se pohybuje v rozmezí 32 až 27 %, z toho plyne, že 68 až 73% tvoří vliv jiných faktorů a to zřejmě technologických. Tyto rovnice lze použít, ale ze statistického hlediska je vypovídací schopnost těchto rovnic malá.

Predikční rovnice tažnosti

Všechny modely statistiky nevýznamné, proto nebyla použita použitá kroková regrese se zpětnou eliminací nevlivných proměnných.

I. Predikční rovnice dle požadavku normy ČSN EN 13674-1:

$$A5 = 20,4525 - 5,48221 C - 5,81463 Si - 0,819013 Mn + 37,6868 P - 4,89415 S - 14,5954 Cr + 256,188 Al - 291,111 V + 16,1719 N + 60,74 O + 19,9782 Mo + 2,10446 Ni - 0,416418 Cu - 4,04514 Sn - 79,7367 Sb + 209,835 Ti + 12,1253 Nb.$$

II. Predikční rovnice pouze s metalurgicky významnými prvky dle požadavku normy ČSN EN 13674-1:

$$A5 = 19,9654 - 4,46004 C - 4,27676 Si - 1,38261 Mn + 27,2653 P - 11,8172 S - 11,0085 Cr + 256,818 Al - 219,293 V + 23,5874 N + 30,8337 O.$$

III. Predikční rovnice na celém spektru chemického složení:

$$A5 = 20,0045 - 6,4979 C - 4,62896 Si - 0,76957 Mn + 53,8356 P - 10,018 S - 14,2378 Cr + 310,009 Al - 252,56 V + 51,3056 N - 10,9688 O + 21,076 Mo - 0,65232 Ni - 1,63861 Cu - 14,2122 Sn - 71,2904 Sb + 172,076 Ti + 2,85635 Nb - 96,0968 Pb + 1103,04 Ca - 609,024 Mg - 2112,99 B - 76,6845 Zr + 223,802 Co.$$

Hodnota koeficientu determinace regresních modelů se pohybuje v rozmezí 7 až 3 %, z toho plyne, že 93 až 98% tvoří vliv jiných faktorů a to zřejmě technologických. Lze tyto predikční rovnice lze sice použít, ale ze statistického hlediska jsou tyto rovnice nevýznamné.

Predikční rovnice tvrdosti HB

I. Predikční rovnice dle požadavku normy ČSN EN 13674-1:

$$HB = 217,255 + 57,4194 Mn + 2148,61 Sb.$$

- II. Predikční rovnice pouze s metalurgicky významnými prvky dle požadavku normy ČSN EN 13674-1:

$$HB = 217,155 + 61,9779 Mn.$$

- III. Predikční rovnice na celém spektru chemického složení:

$$HB = 251,303 + 46,0495 Mn + 56,6452 Cu + 2520,36 Sb - 37755,7 Pb - 1706,19 Co.$$

Hodnota koeficientu determinace regresních modelů se pohybuje v kolem 5 %, z toho plyne, že 95 % tvoří vliv jiných faktorů a to zřejmě technologických. Tyto rovnice lze použít, ale ze statistického hlediska je vypovídací schopnost těchto rovnic velmi malá.

4. 6. Regresní rovnice značka oceli IH profil 136RE

Byla provedena regresní analýza mechanických vlastností (pevnost v tahu, tažnost, tvrdost HB) značky oceli IH profil 136RE.

- Vícenásobná lineární regrese na celém spektru chemického složení oceli (*C, Si, Mn, P, S, Cr, Cu, Ni, Al, Mo, V, Ti, Co, As, Sn, B, Nb, Cb, Pb, Ca, Mg, N*). Celkem tedy 22 chemických prvků. Z tohoto spektra byly vyřazeny proměnné, které obsahují pouze jeden konstantní údaj nebo nulový údaj (hodnota s nulovou variabilitou). Mezi tyto prvky řadíme *W, O, Bi, Zr, Zn, Ta*.
- Vícenásobná lineární regrese na chemickém složení dle požadavku AREMA 2012 (*C, Si, Mn, P, S, Cr, Cu, Ni, Al, Mo, V*).

4.6.1. Regresní rovnice pro pevnost v tahu

Byly sestaveny tyto regresní rovnice.

Regresní rovnice (celé spektrum chemického složení)

Výsledky vícenásobné regresní analýzy statisticky významných parametrů, jsou uvedeny v příloze II. Z výsledku vyplývá, že regresní model je jako celek statisticky významný, avšak koeficient determinace má, udává, že znak R_m je z 5 % závislý na daných parametrech. To znamená, že vliv chemického složení na pevnost v tahu je pouze 5 % a zbylých 95 % tvoří vliv jiných faktorů s největší pravděpodobností procesních faktorů. Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu 15,3211 MPa. Regresní rovnice má tvar:

$$R_m = 965,818 + 1711,69 P + 223,17 Cr.$$

Jako vlivné se jeví proměnné P a Cr mají kladné znaménko regresních koeficientů, to znamená, že se zvyšováním obsahu prvku v oceli roste mez pevnosti v tahu.

Regresní rovnice (významné chemické prvky dle AREMA 2012)

Výsledky vícenásobné regresní analýzy statisticky významných parametrů, jsou uvedeny v příloze 11.

Z výsledku vyplývá, že regresní model je jako celek statisticky významný, avšak koeficient determinace mám, udává, že znak R_m je z 5 % závislý na daných parametrech. To znamená, že vliv chemického složení na pevnost v tahu je pouze 5 % a zbylých 95 % tvoří vliv jiných faktorů s největší pravděpodobností procesních faktorů. Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu 15,3149 MPa. Regresní rovnice má tvar:

$$R_m = 965,818 + 1711,69 P + 223,17 Cr.$$

Jako vlivné se jeví proměnné P a Cr mají kladné znaménko regresních koeficientů, to znamená, že se zvyšováním obsahu prvku v oceli roste mez pevnosti v tahu.

4.6.2. Regresní rovnice tažnosti

Byly sestaveny následující predikční regresní rovnice pomocí vícenásobné lineární regrese.

Regresní rovnice (celé spektrum chemického složení)

Z výsledku (příloha 12) je patrné, že regresní model je jako celek statisticky významný, koeficient determinace mám, udává, že znak $A5$ je pouze z 9 % závislý na daných parametrech. To znamená, že vliv chemického složení na tažnost je pouze asi 9 % a zbylých 91 % tvoří vliv jiných faktorů s největší pravděpodobností procesních faktorů. Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu 0,59061 %. Regresní rovnice má tvar:

$$A5 = 12,6047 - 518,625 Ti - 1352,95 Mg.$$

Jako vlivné se jeví proměnné Ti , Mg mají záporné znaménko regresních koeficientů, to znamená, že se zvyšováním obsahu těchto prvků v oceli klesá tažnost.

Regresní rovnice (významné chemické prvky dle AREMA 2012)

Z výsledku (*příloha 12*) je patrné, že regresní model je jako celek statisticky významný, koeficient determinace mám, udává, že znak *A5* je pouze z 3 % závislý na daných parametrech. To znamená, že vliv chemického složení na tažnost je pouze asi 3 % a zbylých 97 % tvoří vliv jiných faktorů s největší pravděpodobností procesních faktorů.

Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu 0,607758 %. Regresní rovnice má tvar:

$$A5 = 11,9273 - 255,871 Al.$$

Jako vlivná se jeví proměnná *Al*, má záporné znaménko regresních koeficientu, to znamená, že se zvyšováním obsahu prvku v oceli klesá tažnost.

4.6.3. Regresní rovnice tvrdosti HB

Byly sestaveny následující predikční regresní rovnice pomocí vícenásobné lineární regrese.

Regresní rovnice (celé spektrum chemického složení)

Výsledky mnohonásobné regresní analýzy statisticky významných parametrů, jsou uvedeny v *příloze 13*. Z výsledku je patrné, že regresní model je jako celek statisticky významný, koeficient determinace mám, udává, že znak *HB* je pouze z 5 % závislý na daných parametrech. To znamená, že vliv chemického složení na tažnost je pouze asi 5 % a zbylých 95 % tvoří vliv jiných faktorů s největší pravděpodobností procesních faktorů. Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu 3,571071 HB. Regresní rovnice má tvar:

$$HB = 331,131 + 592,097 Sn - 7747,77 Mg.$$

Jako vlivná se jeví proměnné *Sn*, má kladné znaménko regresních koeficientu, to znamená, že se zvyšováním obsahu prvku v oceli roste tvrdost HB. Naopak proměnná *Mg* má záporné znaménko regresního koeficientu se zvyšováním obsahu prvku v oceli klesá tvrdost HB.

Regresní rovnice (významné chemické prvky dle AREMA 2012)

Výsledky mnohonásobné regresní analýzy statisticky významných parametrů, jsou uvedeny v *příloze 13*. Z výsledku je patrné, že regresní model je jako celek statisticky významný, koeficient determinace mám, udává, že znak *HB* je pouze z 2 % závislý na daných parametrech. To znamená, že vliv chemického složení na tažnost je pouze asi 2 % a

zbylých 98 % tvoří vliv jiných faktorů s největší pravděpodobností procesních faktorů. Model vykazuje směrodatnou chybu odhadu 3,566851 HB. Regresní rovnice má tvar:

$$HB = 331,197 + 39,3582 Cu.$$

Jako vlivná se jeví proměnná Cu , má kladné znaménko regresních koeficientu, to znamená, že se zvyšováním obsahu prvku v oceli roste tvrdost HB.

4.7. Shrnutí sestavení predikční rovnice - značka oceli IH profil 136RE

Byly sestaveny predikční rovnice pro jednotlivé mechanické vlastnosti. Podkladem pro analýzu byla data z válcovny VH, za období leden až prosinec 2012. Z těchto dat bylo vybráno náhodným výběrem 180 taveb pro sestavení predikčních rovnic.

Provedená analýza mechanických vlastností prokázala, že dané kolejnice splňují požadované minimální hodnoty dle AREMA ($R_m > 1014 \text{ MPa}$, $A5 > 8 \text{ 0\%}$, $HB > 325$).

Predikční rovnice pro pevnost v tahu.

- I. Predikční rovnice na celém spektru chemického složení oceli:

$$R_m = 967,902 + 1676,21 P + 221,027 Cr.$$

- II. Predikční rovnice pouze významné chemické prvky dle AREMA 2012

$$R_m = 967,902 + 1676,21 P + 221,027 Cr.$$

Hodnota koeficientu determinace regresních modelů se pohybuje kolem 5 %, z toho plyne, že 95 % tvoří vliv jiných faktorů a to zřejmě technologických. Tyto rovnice lze použít, ale ze statistického hlediska je vypovídací schopnost této rovnice velmi malá.

Predikční rovnice tažnosti.

- I. Predikční rovnice na celém spektru chemického složení oceli:

$$A5 = 12,3063 - 488,302 Ti.$$

- II. Predikční rovnice pouze významné chemické prvky dle AREMA 2012

$$A5 = 11,8783 - 242,462 Al.$$

Hodnota koeficientu determinace regresních modelů se pohybuje mezi 6 a 3 %, z toho plyne, že 94 až 97 % tvoří vliv jiných faktorů a to zřejmě technologických. Tyto rovnice lze použít, ale ze statistického hlediska je vypovídací schopnost této rovnice velmi malá.

Predikční Tvrdosti HB.

I. Predikční rovnice na celém spektru chemického složení oceli:

$$HB = 329,468 + 661,518 Sn.$$

II. Predikční rovnice pouze významné chemické prvky dle AREMA 2012

$$HB = 330,755 + 47,5547 Cu.$$

Hodnota koeficientu determinace regresních modelů se pohybuje kolem 3 %, z toho plyne, že 97 % tvoří vliv jiných faktorů a to zřejmě technologických. Tyto rovnice lze použít, ale ze statistického hlediska je vypovídací schopnost této rovnice velmi malá.

5. Využití získaných poznatků k predikci vlastností kolejnic

Byla provedena statistická analýza s cílem posouzení vlivu procesně technologických parametrů na finální tvrdost temene kolejnic značky oceli IH typ kolejnic 136RE. Při analýze procesně technologických parametrů byla použita párová regresní analýza.

5.1. Data

Pro analýzu byla použita data z výrobně informačního systému (VIS) učený pro hodnocení vlivu výrobně technologických parametrů na finální tvrdost kolejnic. Soubor obsahoval údaje o celkem 456 tavných, viz příloha 14 (soubor byl očištěn od extrémních hodnot proměnných teplota rovnání 999 °C, teplota okolí -50 °C), které byly odválcovány v průběhu roku 2012 na válcovně VH v TŽ a.s. Zdrojová data byla chronologicky uspořádaná podle data válcování. Z každé tavnice, byla vybrána kolejnice, na které byla provedena zkouška tvrdosti (na temeni hlavy kolejnice) podle Brinella. Datový soubor, s důležitými procesními parametry, tedy obsahoval tyto informace:

- *Základní údaje*: tavnice, lící proud a pořadí předlitky, datum a čas válcování (rok, měsíc, den, hodina, minuta, sekunda).
- *Ohřev kolejnic (kroková pec)*: doba ohřevu v KP [hod], modelová teplota v poslední zóně KP [°C] (teplota na výstupu), mezičas sazení jednotlivých kontisliků [min].
- *Válcování*: teplota na 4. stolici [°C] (teplota při poslední deformaci vývalku).
- *Chlazení*: doba chlazení [hod], otáčky jednotlivých ventilátorů [ot/min], teplota okolí chladníku [°C].
- *Rovnání kolejnic*: teplota rovnání [°C], rychlost rovnání [m/s], rovnací tlaky na rovnačce [kN].
- *Mechanické vlastnosti*: tvrdost temene kolejnice HB.

5.2. Statistická analýza dat

Při analýze procesně technologických parametrů byla použita párová regresní analýza.

5.2.1. Průzkumová analýza (EDA)

Stručné a přehledné výsledky proměnné *tvrdost temene HB* jsou uvedeny v tabulce 18.

Průzkumová analýza ostatních proměnných je uvedena v příloze 15.

Tabulka 18 Základní statistiky veličin (R260).

Count	Average	Median	Mode	Standard deviation	Coeff. of variation	Minimum	Maximum	Range	Std. skewness	Std. kurtosis
456	332,596	333	331	3,97292	1,19%	325	346	21	2,43288	-1,16148

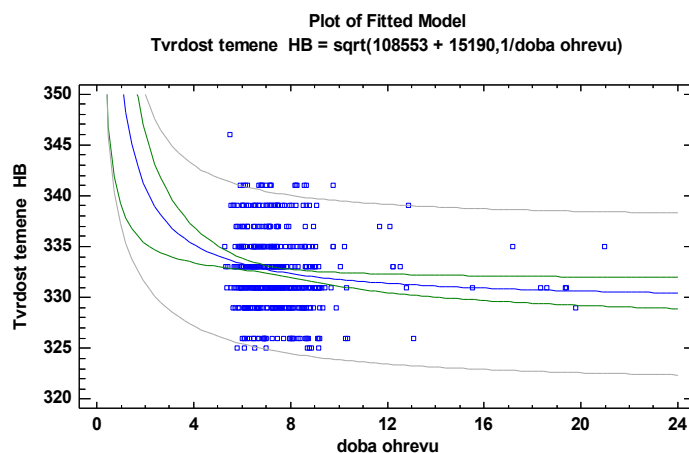
Hodnota variačního koeficientu je poměrně nízká (1,19 %), znamená to, že závislá proměnná *tvrdost temene HB* poskytuje stabilní výsledky. Průměrná hodnota tvrdosti temene je 332,6 HB. Minimální hodnota tvrdosti temene, která byla naměřena je 325 HB, maximální 346 HB. Proměnná *tvrdost temene HB*, vykazují hodnoty standardizované šikmosti mimo očekávané rozmezí (-2 až 2) a hodnoty standardizované špičatosti jsou v očekávaném rozmezí (-2 až 2).

Ověření normality, homogenity a nezávislosti – tvrdost temene HB

Ověření normality, homogenity a nezávislosti proběhlo dle postupu uvedeného v kapitole 4. 3. (*příloha 16*).

Podle tvaru histogramu a analýzy Q-Q grafu lze usuzovat, že se jedná o normální rozdělení, normalitu prokázaly také dva ze čtyř testů. K odhalení odlehlých a podezřelých hodnot byl použit krabicový graf, který odhalil jednu podezřelou hodnotu, avšak Grubbsův test potvrdil homogenitu dat. Pro ověření nezávislosti byl použit graf autokorelací koeficientů, kde jeden sloupec přesahuje interval spolehlivosti, avšak testy náhodnosti potvrdily, že data jsou náhodná (vzájemně nezávislá).

5. 2. 2. Statistická analýza dat – ohřev



Obrázek 18 Regresní závislost tvrdost temene HB – doba ohřevu.

Na obrázku 18 je zobrazena regresní závislost *tvrdost temene HB* na *době ohřevu*, textově numerický výstup je uveden v tabulce 19. V příloze 17 jsou zobrazeny závislosti *tvrdosti temene HB* na: *modelovou teplotu*, *mezičas sazení KSL*.

Tabulka 19 Výstup párové lineární regrese *tvrdost temene HB – doba ohřevu*.

Simple Regression - Tvrdost temene HB vs. doba ohrevu

Dependent variable: Tvrdost temene HB

Independent variable: doba ohrevu

Squared-Y reciprocal-X model: $Y = \sqrt{a + b/X}$

Coefficients

	<i>Least Squares</i>	<i>Standard</i>	<i>T</i>	
<i>Parameter</i>	<i>Estimate</i>	<i>Error</i>	<i>Statistic</i>	<i>P-Value</i>
Intercept	108553,	724,893	149,75	0,0000
Slope	15190,1	5208,35	2,9165	0,0037

Analysis of Variance

<i>Source</i>	<i>Sum of Squares</i>	<i>Df</i>	<i>Mean Square</i>	<i>F-Ratio</i>	<i>P-Value</i>
Model	5,86404E7	1	5,86404E7	8,51	0,0037
Residual	3,1299E9	454	6,89404E6		
Total (Corr.)	3,18854E9	455			

Correlation Coefficient = 0,135614

R-squared = 1,8391 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 1,62289 percent

Standard Error of Est. = 2625,65

Mean absolute error = 2078,25

Durbin-Watson statistic = 1,18209 (P=0,0000)

Lag 1 residual autocorrelation = 0,407196

Tvrdost temene HB = $\sqrt{108553 + 15190,1/\text{doba ohrevu}}$

Ze sestrojených grafů a textově numerických výstupu je patrné, že na *tvrdost temene HB* je vliv proměnné:

- ***Doba ohřevu*** statisticky **významný**, přičemž závislost naznačuje, že delší doba ohřevu, vede ke snížení tvrdosti temene. Regresní model však vysvětluje pouze 2 % variability tvrdosti temene.
- ***Modelová teplota*** statisticky **nevýznamný**, ale lze odhadnout, že vyšší teplota vede ke snižování tvrdosti temene.
- ***Mezičas sazení KSL*** statisticky **nevýznamný**.

5. 2. 3. Statistická analýza dat – válcování

Byla nalezena nejvhodnější regresní funkce závislosti *tvrdosti temene HB* na proměnné: *teplota na 4. stolici*. V příloze 18 je zobrazena tato regresní závislost, spolu s textově numerickým výstupem, lze tedy konstatovat že:

- **Teplota na 4. stoličce** je statisticky **nevýznamná**, optimální hodnota této teploty se pohybuje kolem 980°C.

5. 2. 4. Statistická analýza dat – ochlazování

V příloze 19 jsou zobrazeny nejvhodnější regresní závislosti proměnné *tvrdost temene HB* na proměnných: *doba chladnutí, otáčky jednotlivých ventilátoru, teplota okolí chladníku*. Na základě textově numerických výstupu, lze konstatovat že:

- **Doba chladnutí** je statisticky **nevýznamná**, nicméně lze odhadnout, že čím delší doba chladnutí kolejnice, tím se hodnota tvrdosti temene zvyšuje. Dále lze konstatovat, že doba chladnutí kolejnice úzce souvisí s prouděním, teplotou a vlhkostí okolního vzduchu.
- **Mezičas chladnutí** je (časový úsek, kdy je kolejnice chlazena samostatně), statisticky **významný**, přičemž závislost naznačuje, že doba, kdy kolejnice samostatně chladne, by se měla optimálně pohybovat kolem osmi minut, pod čtyři minuty výrazně klesá tvrdost temene kolejnice. Regresní model, však vysvětluje pouze 7,8 % variability tvrdosti temene.
- **Otáčky ventilátoru č. 1,2** - statisticky **významné**, přičemž závislost naznačuje, že s vyššími otáčkami roste tvrdost temene. Regresní model, však vysvětluje pouze 2,5 % variability tvrdosti temene.
- **Otáčky ventilátoru č. 5,6** - statisticky **významné**, přičemž závislost naznačuje, že s vyššími otáčkami roste tvrdost temene. Regresní model, však vysvětluje pouze 3,1 % variability tvrdosti temene.
- **Otáčky ventilátoru č. 1 nad chladníkem** - statisticky **významné**, přičemž závislost naznačuje, že s vyššími otáčkami roste tvrdost temene. Regresní model, však vysvětluje pouze 1,4 % variability tvrdosti temene.
- **Otáčky ventilátoru č. 2 nad chladníkem** - statisticky **významné**, přičemž závislost naznačuje, že s vyššími otáčkami roste tvrdost temene. Regresní model, však vysvětluje pouze 1,4 % variability tvrdosti temene.
- **Otáčky ventilátoru AJAX nad chladníkem** - statisticky **nevýznamné**.
- **Otáčky ventilátoru č. 3** - statisticky **významné**, přičemž závislost naznačuje, že s vyššími otáčkami roste tvrdost temene. Regresní model, však vysvětluje pouze 2,1 % variability tvrdosti temene.

- ***Teplota u chladníku*** statisticky **významná**, přičemž závislost naznačuje, že vyšší hodnoty napomáhají ke zvyšování tvrdosti temene. Regresní model, však vysvětluje pouze 1,1 % variability tvrdosti temene.
- ***Teplota nad chladníkem*** statisticky **významná**, přičemž závislost naznačuje, že vyšší hodnoty napomáhají ke zvyšování tvrdosti temene. Regresní model, však vysvětluje pouze 2,7 % variability tvrdosti temene.

Rozmístění jednotlivých ventilátoru je zobrazeno v příloze 20.

5. 2. 5. Statistická analýza dat – rovnání kolejnic

Byly nalezeny nejvhodnější regresní funkce pro proměnnou *tvrdost temene HB* a proměnnými: *teplota rovnání, rovnací tlaky na rovnačce*:

- ***Teplota rovnání*** statisticky **nevýznamná**.
- ***Horizontální zatížení kladka 3*** statisticky **nevýznamné**.
- ***Horizontální zatížení kladka 5*** statisticky **významné**, přičemž závislost naznačuje, že vyšší hodnoty napomáhají ke snížení tvrdosti temene. Regresní model, však vysvětluje pouze 1,3 % variability tvrdosti temene (příloha 21).
- ***Horizontální zatížení kladka 7*** statisticky **významné**, přičemž závislost naznačuje, že vyšší hodnoty napomáhají ke snížení tvrdosti temene. Regresní model, však vysvětluje pouze 3,74 % variability tvrdosti temene (příloha 21).

5. 2. 6. Shrnutí výsledku

Na základě údajů shrnutých v tabulce 20 lze konstatovat, že na požadované zvýšení tvrdosti temene daných analyzovaných kolejnic značky oceli IH profil 136RE mají vliv (ze statistického hlediska je vypovídací schopnost velmi malá) *doba ohřevu, mezičas chladnutí, otáčky všech ventilátoru mimo ventilátoru Ajax, teplota okolí a horizontální zatížení na kladkách 5 a 7*.

Tyto procesně technologické parametry lze brát jako doporučení pro nastavení hodnot těchto veličin v praxi s cílem maximalizovat tvrdost temene kolejnic daného typu.

Tabulka 20 Statistické shrnutí vlivů na tvrdost temene.

<i>proces</i>	<i>Proměnná (technologie)</i>	<i>R-squared [%]</i>	<i>statistická závislost</i>	<i>optimální oblast</i>
ohřev	<i>doba ohřevu</i>	2	významná	<i>7 hod</i>
	<i>modelová teplota</i>		<i>nevýznamná</i>	<i>Kolem 1239 °C</i>
	<i>mezičas sazení ksl</i>		<i>nevýznamná</i>	<i>Kolem 4 min</i>
válcování	<i>Teplota na 4. stolicí</i>		<i>nevýznamná</i>	<i>Kolem 988°C</i>
ochlazování	<i>Doba chladnutí</i>		<i>nevýznamná</i>	<i>Kolem 4,5 hod</i>
	<i>Mezičas chladnutí</i>	7,8	významná	<i>Nad 5 minut</i>
	<i>Otáčky ventilátoru č. 1,2</i>	2,5	významná	<i>Kolem 1800 ot/min</i>
	<i>Otáčky ventilátoru č. 5,6</i>	3,1	významná	<i>Mezi 800-1000 ot/min</i>
	<i>Otáčky ventilátoru č. 1 nad chladníkem</i>	1,4	významná	<i>Mezi 300-600ot/min</i>
	<i>Otáčky ventilátoru AJAX nad chladníkem</i>		<i>nevýznamná</i>	
	<i>Otáčky ventilátoru č. 2 nad chladníkem</i>	1,4	významná	<i>Mezi 300-600ot/min</i>
	<i>Otáčky ventilátoru č. 3</i>	2,1	významná	<i>Kolem 1300 ot/min</i>
	<i>Teplota u chladníku</i>	1,1	významná	<i>Kolem 16 °C</i>
	<i>Teplota nad chladníkem</i>	2,7	významná	<i>Kolem 40 °C</i>
rovnání	<i>Teplota rovnání</i>		<i>nevýznamná</i>	
	<i>Horizontální zatížení kladka 3</i>		<i>nevýznamná</i>	<i>Mezi 1850-1900 kN</i>
	<i>Horizontální zatížení kladka 5</i>	1,3	významná	<i>Mezi 1970-2000 kN</i>
	<i>Horizontální zatížení kladka 7</i>	3,7	významná	<i>Mezi 1700-1750 kN</i>

Vícenásobná regrese

Pro všechny dostupné proměnné byla použita vícenásobná regresní lineární analýza (k procesně technologickým parametrům, byly do regresní analýzy zahrnuty hmotnostní podíly chemického složení významných prvků dle AREMA 2012) analýza.

Jako metoda výběru vlivných regresorů byla použita kroková regrese se zpětnou eliminací nevlivných proměnných při uvažování standardních hodnot 4,0 pro sekvenční F-testy zařazování a vyřazování regresorů.

Z výsledku (příloha 23) je patrné, že regresní model je jako celek statisticky významný, avšak koeficient determinace mám, udává, že znak *tvrdost temene HB* je pouze z 13,5 % závislý na daných parametrech. To znamená, že asi 83 % tvoří vliv jiných dalších procesně technologických parametrů. Regresní rovnice má tvar:

$$\begin{aligned} \text{Tvrdost temene HB} = & 375,477 + 34,8913 \text{ Cu} - 29,2625 \text{ Si} - 327,048 \text{ P} + 0,00243631 \text{ otáčky} \\ & \text{ventilátoru 5,6} - 0,157551 \text{ teplota u chladníku} + 0,154735 \text{ teplota nad chladníkem} - \\ & 0,0141683 \text{ hor zatiz kl 7} - 0,224556 \text{ doba ohřevu.} \end{aligned}$$

Jako vlivné se ukázaly regresory: *Cu, Si, P, otáčky ventilátoru 5,6, teplota u chladníku, teplota nad chladníkem, horizontální zatížení kladky 7, doba ohřevu*. Z tohoto je zřejmé, že pro vysvětlení chování hodnot tvrdosti temene kolejnice jsou potřebné další vysvětlující proměnné, jako je například: vlhkost, poloha kolejnic na chladícím loži atd.

6. Závěr

Cílem této diplomové práce bylo pomocí statistických metod zhodnotit vliv procesních a technologických parametrů na finální mechanické vlastnosti kolejnic. Hodnocení bylo realizováno na Válcovně předvalků a hrubých profilů v Třineckých železárnách a.s. K hodnocení byly vybrány širokopatní kolejnice značky oceli R260 typu 60E1 a značky oceli IH typu 136RE. Na těchto dvou typech byly hodnoceny mechanické vlastnosti a to: mez pevnosti v tahu, tažnost a tvrdost temene.

První kapitola charakterizuje podnik: jeho historii, výrobní sortiment, systémy řízení kvality a popisuje proces výroby kolejnic. V druhé kapitole jsou popsány teoretická východiska použitých statistických metod.

V kapitole čtyři jsou vypočteny predikční regresní rovnice vyjadřující závislost pevnosti v tahu, tažnosti a tvrdosti na chemickém složení oceli. U značky oceli R260 typu 60E1 byly sestaveny predikční regresní rovnice dle normy ČSN EN 13674-1, regresní predikční rovnice pouze s metalurgickými významnými prvky a regresní rovnice v závislosti na celém spektru chemického složení s těmito výsledky a závěry:

- Požadované mechanických vlastnosti splňují požadavky kladené na daný typ kolejnice ($R_m > 880 \text{ MPa}$; $A5 > 10\%$; $HB(260; 300)$).
- Sestavené predikční rovnice se nacházejí uvnitř rozptylového pásma ohraničeného mezní hodnotou 12,5 MPa u meze pevnosti a 1 % u tažnosti. Potvrzení predikčních rovnic prokázalo, že všechny hodnoty se nacházejí uvnitř rozptylového pásma stanovené v normě ($\pm 25 \text{ MPa}$, $\pm 2 \%$).
- Nejvyšší vysvětlovací schopnost má model pro mez pevnosti v tahu (R_m), následně proměnná HB a nejnižší proměnná $A5$ (model statisticky nevýznamný). Hodnoty koeficientu determinace u těchto regresních modelu se pohybuje v rozmezí 3 až 31 %. Zbytek do 100 % je způsobený vlivem jiných veličin a to pravděpodobně hlavně technologickými vlivy při procesu výroby kolejnic.
- Díky nízkým hodnotám vysvětlovací schopnosti modelu jsou jejich predikční schopnosti značně omezené. Tyto rovnice lze použít, ale ze statistického hlediska je vypovídací schopnost těchto rovnic velmi malá, v případě tažnosti statisticky nevýznamná.
- Jako doplněk byly sestaveny predikční regresní rovnice odpovídající technologickému pohledu (žádný chemický prvek nelze z modelu vypustit, všechny

chemické prvky, jsou v modelu důležité, regresní model začíná v bodě nula – model bez absolutního členu

Kapitola čtyři dále obsahuje analýzu mechanických vlastností u značky oceli IH typu 136RE, ta prokázala, že dané kolejnice splňují požadované minimální hodnoty dle doporučení AREMA 2012 ($R_m > 1014 \text{ MPa}$, $A5 > 8 \%$, $HB > 325$). Predikční rovnice byly sestaveny pro celé spektrum chemického složení a pro významné chemické prvky dle AREMA 2012. Při analýze byla získána následující zjištění:

- Nejvyšší vysvětlovací schopnost má model pro mez pevnosti v tahu (R_m), následně proměnná $A5$ a nejnižší proměnná HB .
- Hodnoty koeficientu determinace u těchto regresních modelů se pohybují v rozmezí 3 až 6%. Zbytek do 100% je způsobený vlivem jiných veličin a to pravděpodobně hlavně technologickými vlivy při válcování, chlazení a jinými vlivy.
- Díky nízkým hodnotám vysvětlovací schopnosti modelu jsou jejich predikční schopnosti značně omezené. Tyto rovnice lze použít, ale ze statistického hlediska je vypovídací schopnost těchto rovnic velmi malá.

Abychom mohli, sestavit predikční regresní rovnici mechanických vlastností v závislosti na chemickém složení s vyšší vypovídací schopností je nutné řešit tyto regresní rovnice jiným než lineárním modelem. Zejména požadavek provozu - regresní model bez absolutního členu by byl vhodný nejlépe řešit mocninným regresním modelem.

V kapitole pět byly posuzovány vlivy procesně technologických parametrů pomocí párové regresní analýzy. Souhrnně lze na základě zjištěných údajů konstatovat, že na požadované zvýšení tvrdosti temene daných analyzovaných kolejnic 136RE značky oceli IH mají vliv (ze statistického hlediska málo významný) doba ohřevu, mezičas chladnutí, otáčky všech ventilátorů (mimo Ajax), teplota okolí a horizontální zatížení na kladkách 5 a 7.

Na základě těchto výsledků lze definovat tyto doporučení:

- Při výrobě kolejnic daného typu a značky dodržovat optimální nastavení uvedené v tabulce 20.
- Doplnit systém VIS o další procesně technologické parametry (tlak ostříku jednotlivých kalibru, vlhkost okolí, válcovací teplota při průchodu jednotlivými kalibry, vertikální zatížení kladek, zohlednění lidského faktoru při procesu výroby kolejnic).

Literatura

- [1] HENDL, Jan. *Přehled statistických metod: analýza a metaanalýza dat*. 3., přeprac. vyd. Praha: Portál, 2009, 695 s. ISBN 978-80-7367-482-3.
- [2] ONDRASZEK, Bronisław. *170 let Třineckých železáren: 1839-2009*. Vyd. 1. Vendryně: Beskydy, 2009, 183 s. ISBN 978-80-904165-2-9.
- [3] Skupina / Group Třinecké Železářny - Moravia Steel: Třinecké železářny a.s. [online]. 13. 2. 2013 [cit. 2013-02-18]. Dostupné z: <http://www.trz.cz/>
- [4] *Technicko-organizační pokyn: TOP TŽ- 20/01 Statistické metody*. 2010, Třinec.
- [5] KOSCHIN, Felix. *STATGRAPHICS aneb statistika pro každého*. Praha: Grada, 1992, 349 s. ISBN 80-854-2470-3.
- [6] TOŠENOVSKÝ, Josef a Martin DUDEK. *Základy statistického zpracování dat*. Vyd. 1. Ostrava: Vysoká škola báňská - Technická univerzita Ostrava, 2001, 79 s. ISBN 80-248-0006-3.
- [7] TOŠENOVSKÝ, Josef a Darja NOSKIJEVIČOVÁ. *Statistické metody pro zlepšování jakosti*. 1.vyd. Ostrava: Montanex, 2000, 362 s. ISBN 80-722-5040-X.
- [8] PLURA, Jiří. *Plánování a neustálé zlepšování jakosti*. Vyd. 1. Praha: Computer Press, 2001, 244 s. ISBN 80-722-6543-1.
- [9] MELOUN, Milan. *Kompendium statistického zpracování dat: metody a řešené úlohy*. Vyd. 2., přeprac. a rozš. Praha: Academia, 2006, 982 s. ISBN 80-200-1396-2.
- [10] DAVID M. HIMMELBLAU. *Process Analysis by Statistical Methods*. New York: John Wiley, 1970. ISBN 471-39985-X.
- [11] BUDÍKOVÁ, Marie, Maria KRÁLOVÁ a Bohumil MAROŠ. *Průvodce základními statistickými metodami*. 1. vyd. Praha: Grada, 2010, 272 s. ISBN 978-80-247-3243-5.
- [12] DOLEŽALOVÁ, Jarmila a Lubomír PAVELKA. *Pravděpodobnost a statistika: matematika V*. 1. vyd. Ostrava: Vysoká škola báňská - Technická univerzita Ostrava, 2005, 176 s. ISBN 80-248-0948-6.

- [13] HEBÁK, Petr a Jiří HUSTOPECKÝ. *Vícerozměrové statistické metody s aplikacemi*. Vydání první. Praha: SNTL, 1987. ISBN 04-323-87.
- [14] POKORNÝ, Miroslav. *Matematické metody vyhodnocování experimentů*. Olomouc: Moravská vysoká škola Olomouc, 2010, 58 s. ISBN 978-808-7240-298.
- [15] NENADÁL, Jaroslav, Darja NOSKIEVIČOVÁ, Růžena PETŘÍKOVÁ, Jíří PLURA a Josef TOŠENOVSKÝ. *Moderní systémy řízení jakosti: quality management*. 2. dopl. vyd. Praha: Management Press, 2002, 282 s. ISBN 80-726-1071-6.
- [16] NOSKIEVIČOVÁ, Darja. *Speciální statistické metody*. Ostrava, 2008.
- [17] MONTGOMERY, Douglas C. *Introduction to statistical quality control*. 6th ed. Hoboken, N. J.: Wiley, c2009, xiv, 734 p. ISBN 978-047-0169-926.
- [18] KUPKA, Karel. *Statistické řízení jakosti*. Pardubice: TriloByte, 1997, 191 s. ISBN 80-238-1818-X.
- [19] ELLISON, S, Trevor J FARRANT a Vicki BARWICK. *Practical statistics for the analytical scientist: a bench guide*. 2nd ed. / . Cambridge, UK: RSC Publishing, c2009, xiv, 268 p. ISBN 08-540-4131-1.
- [20] SCOTT M. KOWALSKI, Scott M. Douglas C. *Design and analysis of experiments*. 7th ed. Hoboken, NJ: J. Wiley, 2009. ISBN 978-047-0169-902.
- [21] MOTYČKA, M. a O. TŮMOVÁ. *ElectroScope: ANOVA – Základní metoda vyhodnocování experimentů* [online]. Ročník 2012/Číslo 3_2012 [cit. 2013-02-13]. ISSN 1802-4564. Dostupné z: <http://147.228.94.30/>
- [22] HEBÁK, Petr. *Vícerozměrné statistické metody (I)*. 1. vyd. Praha: Informatorium, 2004, 239 s. ISBN 80-733-3025-3.
- [23] SVOZILOVÁ, Alena. *Zlepšování podnikových procesů*. 1. vyd. Praha: Grada, 2011, 223 s. Expert (Grada). ISBN 978-80-247-3938-0.
- [24] WALKER, Ian. *Výzkumné metody a statistika*. Vyd. 1. Editor Nigel Holt, Robert Lewis. Praha: Grada, 2013, 218 s. Z pohledu psychologie. ISBN 978-802-4739-205.
- [25] MONAHAN, John F. *Numerical methods of statistics*. 2nd ed. New York: Cambridge University Press, c2011, xvi, 447 p. ISBN 978-052-1191-586.

- [26] WERNER Z. HIRSH. *Introduction to Modern Statistics*. New York: The macmillan company, 1963. ISBN 57-5774.
- [27] BLATNÁ, Dagmar. *Metody statistické analýzy*. 1. vyd. Praha: Bankovní institut vysoká škola, 2004, ii, 92 s. ISBN 80-726-5062-9.
- [28] HEBÁK, Petr. *Vícerozměrné statistické metody (2)*. 1. vyd. Praha: Informatorium, 2005, 239 s. ISBN 80-733-3036-9.
- [29] CYHELSKÝ, Lubomír. *Úvod do teorie popisné statistiky*. 1. vyd. Praha: SNTL, 1974, 372 s. ISBN 04-313-74.
- [30] EVERITT, Brian. *The Cambridge dictionary of statistics*. 2nd ed. New York: Cambridge University Press, 2002, ix, 410 p. ISBN 05-218-1099-X.
- [31] ČSN EN 13674-1. *Železniční aplikace – Kolej – Kolejnice: Část 1: Vignolovy železniční kolejnice o hmotnosti 46 kg/m a větší*. Praha: Úřad pro technickou normalizaci, metrologii a státní zkušebnictví, Březen 2011.
- [32] AREMA: AREMA Manual for Railway Engineering. In: *American Railway Engineering and Maintenance-of-Way Association*. 2012. [32]

Seznam tabulek

Tabulka 1	Přehled základních grafických metod a testů ověření předpokladu [16].....	23
Tabulka 2	Řešení odlehlých hodnot [16].....	24
Tabulka 3	Tabulka analýzy rozptylu jednoduchého třídění.....	27
Tabulka 4.	Tabulka analýzy rozptylu u dvojného třídění.	28
Tabulka 5	Požadované hodnoty chemického složení a mechanických vlastnosti pro třídu oceli R260 – výtah z normy ČSN EN13675-1.	39
Tabulka 6	Maximální hodnoty zbytkových prvků v % hmotnosti (značka oceli R260).	40
Tabulka 7	Požadované hodnoty chemického složení a mechanických vlastnosti pro třídu IH – výtah z AREMA 2012 [32].	41
Tabulka 8	Základní statistiky veličin (R260).	43
Tabulka 9	Základní statistiky veličin (IH).....	44
Tabulka 10	Výsledky testu normality proměnné R_m	47
Tabulka 11	Výsledky Grubbsova testu.	48
Tabulka 12	Výsledku testu náhodnosti.	48
Tabulka 13	Výsledky EDA analýzy.	50
Tabulka 14	Výsledky regrese R_m (R260) – dle ČSN EN 13674-1.	51
Tabulka 15	Výsledky regrese se zpětnou eliminací R_m (R260) – dle ČSN EN 13674-1 (všechny prvky).	52
Tabulka 16	Porovnání hodnot s vypočtenými hodnotami predikční rovnice R_m (R260)..	61
Tabulka 17	Porovnání hodnot s vypočtenými hodnotami predikční rovnice R_m (R260)..	62
Tabulka 18	Základní statistiky veličin (R260).....	71
Tabulka 19	Výstup párové lineární regrese tvrdost temene HB – doba ohřevu.	72
Tabulka 20	Statistické shrnutí vlivů na tvrdost temene.	75

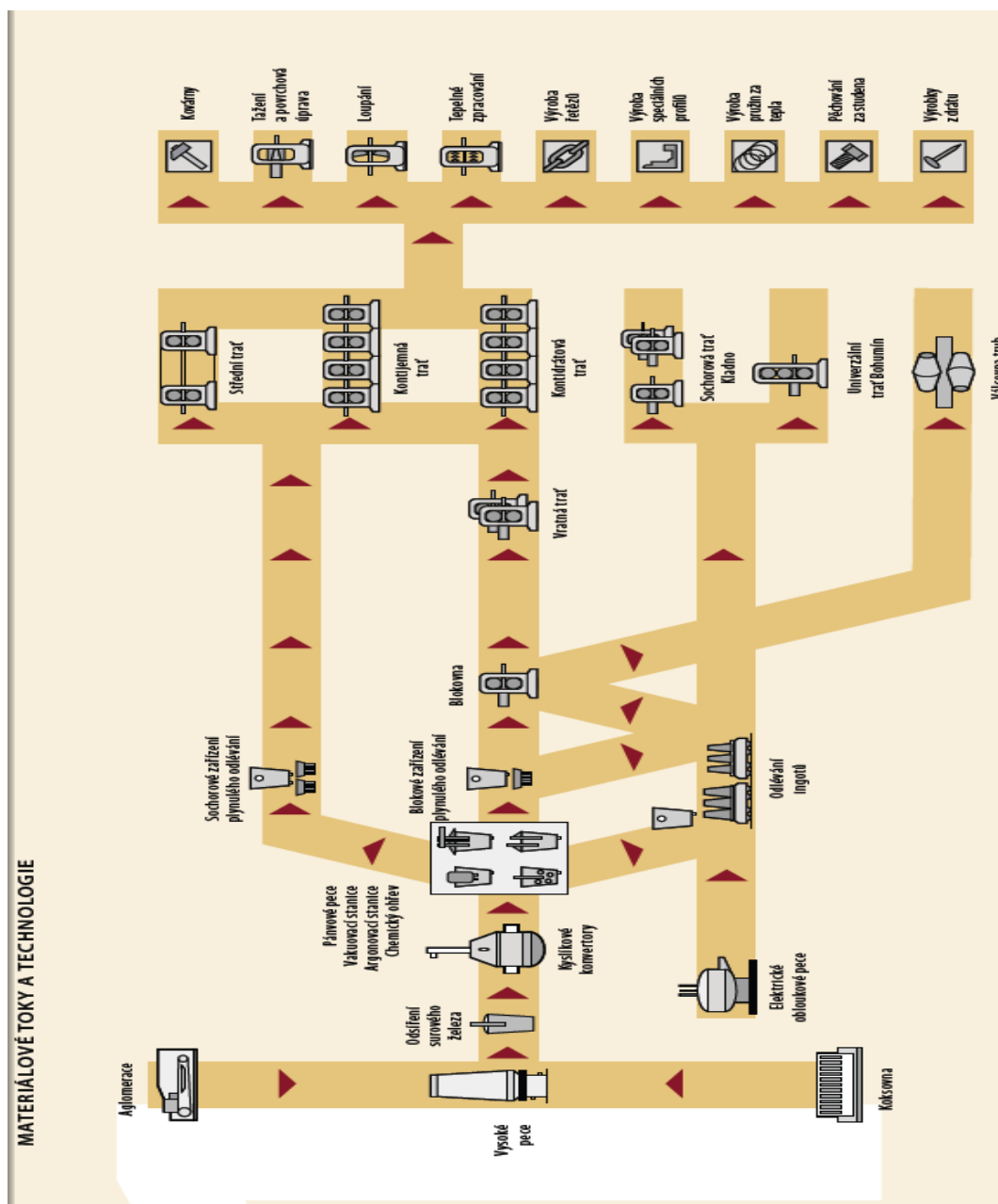
Seznam obrázku

Obrázek 1	Třinecké železářny	7
Obrázek 2	Vratná trať na provozu VH	10
Obrázek 3	Krabicový graf.	16
Obrázek 4	Histogram.....	17
Obrázek 5	Pravděpodobnost chyby 1. a 2. Druhu [6].	22
Obrázek 6	Typy jednotlivých závislosti mezi proměnnými.....	26
Obrázek 7	Příklady dat s kladným a záporným korelačním koeficientem.	30
Obrázek 8	Vzdálenosti bodů od regresní přímky [25].	32
Obrázek 9	Data s rostoucí heteroskedasticitou.....	35
Obrázek 10	Místa pro zkoušení tvrdostí (R260) [31].....	39
Obrázek 11.	Místa pro zkoušení tvrdostí (IH) [32].	42
Obrázek 12	Histogram proměnné R_m	46
Obrázek 13	Q-Q graf proměnné R_m	46
Obrázek 14	Krabicové graf proměnné R_m	47
Obrázek 15	Graf autokorelačních koeficientů.....	49
Obrázek 16	Graf potvrzení predikčních rovnic pro mez pevnosti (R260).	61
Obrázek 17	Graf potvrzení predikčních rovnic tažnosti (R260).	63
Obrázek 18	Regresní závislost tvrdost temene HB – doba ohřevu.	71

Seznam příloh

- Příloha 1* *Blokové schéma materiálových toků.*
- Příloha 2* *Náhodným výběrem bez opakování vzorek 180 taveb, značka oceli R260.*
- Příloha 3* *Náhodným výběrem bez opakování vzorek 180 taveb, značka oceli IH.*
- Příloha 4* *EDA – značka oceli R260.*
- Příloha 5* *EDA – značka oceli IH.*
- Příloha 6* *Statistická analýza dat regresandu (HB, A5).*
- Příloha 7* *Vícenásobná lineární regrese (bez absolut. členu) pevnosti v tahu (R260).*
- Příloha 8* *Vícenásobná lineární regrese pevnosti v tahu (R260).*
- Příloha 9* *Vícenásobná lineární regrese tažnosti (R260).*
- Příloha 10* *Vícenásobná lineární regrese tvrdost HB (R260).*
- Příloha 11* *Vícenásobná lineární regrese pevnosti v tahu (IH).*
- Příloha 12* *Vícenásobná lineární regrese tažnosti (IH).*
- Příloha 13* *Vícenásobná lineární regrese tvrdost HB (IH).*
- Příloha 14* *Soubor dat tvrdost temene HB (456 taveb).*
- Příloha 15* *EDA procesně technologických parametrů.*
- Příloha 16* *Statistická analýza dat regresandu tvrdost temene HB.*
- Příloha 17* *Párová korelační a regresní analýza – ohřev.*
- Příloha 18.* *Párová regresní analýza – válcování.*
- Příloha 19* *Párová regresní analýza – ochlazování.*
- Příloha 20* *Schéma chladicího lože.*
- Příloha 21* *Párová regresní analýza – rovnání.*
- Příloha 22* *Vícenásobná lineární regrese tvrdosti temene HB.*

Příloha 1 Blokové schéma materiálových toků.



Příloha 2 Náhodným výběrem bez opakování vzorek 180 taveb, značka oceli R260.

<i>p.č.</i>	<i>tavba</i>	<i>p.č.</i>	<i>tavba</i>	<i>p.č.</i>	<i>tavba</i>	<i>p.č.</i>	<i>tavba</i>	<i>p.č.</i>	<i>tavba</i>
1	T37394	41	T39699	81	T43566	121	T45936	161	T48219
2	T37396	42	T39701	82	T43568	122	T45938	162	T48220
3	T37397	43	T39706	83	T43570	123	T45940	163	T48224
4	T37399	44	T39709	84	T43573	124	T45942	164	T48409
5	T37445	45	T39711	85	T43576	125	T45947	165	T48410
6	T37449	46	T39714	86	T43584	126	T45949	166	T48411
7	T37452	47	T39716	87	T43587	127	T45952	167	T48415
8	T37454	48	T39729	88	T43588	128	T45955	168	T48418
9	T37458	49	T39732	89	T43590	129	T45958	169	T48420
10	T37463	50	T39734	90	T43592	130	T45959	170	T48427
11	T37482	51	T39736	91	T43595	131	T45961	171	T48428
12	T37490	52	T39741	92	T43597	132	T46207	172	T48429
13	T37795	53	T39743	93	T43607	133	T46208	173	T48460
14	T37797	54	T39748	94	T43611	134	T46742	174	T48465
15	T37799	55	T39753	95	T43612	135	T47086	175	T48468
16	T37804	56	T39755	96	T43615	136	T47091	176	T48469
17	T37807	57	T39760	97	T43616	137	T47094	161	T48219
18	T37831	58	T39762	98	T43621	138	T47098	162	T48220
19	T37833	59	T40178	99	T43944	139	T47101	163	T48224
20	T37835	60	T42558	100	T44429	140	T47105	164	T48409
21	T37840	61	T42561	101	T44441	141	T47107	165	T48410
22	T37844	62	T42563	102	T45425	142	T47110	166	T48411
23	T37847	63	T42567	103	T45429	143	T47113	167	T48415
24	T37860	64	T42602	104	T45432	144	T47115	168	T48418
25	T37871	65	T42609	105	T45434	145	T47118	169	T48420
26	T37873	66	T42611	106	T45437	146	T47119	170	T48427
27	T37875	67	T42613	107	T45444	147	T47121	171	T48428
28	T37891	68	T42615	108	T45447	148	T47122	172	T48429
29	T37894	69	T42619	109	T45450	149	T47130	173	T48460
30	T37896	70	T42821	110	T45897	150	T47132	174	T48465
31	T38116	71	T42822	111	T45900	151	T47135	175	T48468
32	T38118	72	T42827	112	T45905	152	T47432	176	T48469
33	T38120	73	T42840	113	T45911	153	T47932		
34	T38127	74	T42846	114	T45913	154	T47937		
35	T38129	75	T42850	115	T45918	155	T47940		
36	T38131	76	T42855	116	T45920	156	T47979		
37	T39673	77	T42856	117	T45925	157	T47981		
38	T39676	78	T42858	118	T45927	158	T47984		
39	T39678	79	T42861	119	T45929	159	T48216		
40	T39680	80	T43564	120	T45932	160	T48217		

Příloha 3 **Náhodným výběrem bez opakování vzorek 180 taveb, značka oceli IH.**

<i>p.č.</i>	<i>tavba</i>	<i>p.č.</i>	<i>tavba</i>	<i>p.č.</i>	<i>tavba</i>	<i>p.č.</i>	<i>tavba</i>	<i>p.č.</i>	<i>tavba</i>
1	T35646	41	T40439	81	T44790	121	T46679	161	T49800
2	T36727	42	T40455	82	T44791	122	T47479	162	T49802
3	T36735	43	T40460	83	T45032	123	T47482	163	T50100
4	T36739	44	T40465	84	T45035	124	T47486	164	T50102
5	T36741	45	T40470	85	T45044	125	T47488	165	T50103
6	T36748	46	T40471	86	T45051	126	T47493	166	T50112
7	T36750	47	T40477	87	T45060	127	T47495	167	T50123
8	T36752	48	T40490	88	T45062	128	T47506	168	T50126
9	T36756	49	T40495	89	T45108	129	T47509	169	T50131
10	T36764	50	T40504	90	T45116	130	T47511	170	T50136
11	T36767	51	T40509	91	T45123	131	T47521	171	T50149
12	T36769	52	T40907	92	T45133	132	T47523	172	T50156
13	T36772	53	T40914	93	T45139	133	T47525	173	T50158
14	T36776	54	T40921	94	T45147	134	T47534	174	T50174
15	T36778	55	T40923	95	T45149	135	T47540	175	T50214
16	T36782	56	T40939	96	T45171	136	T48247	176	T50216
17	T36958	57	T40444	97	T45173	137	T48249	177	T36725
18	T36960	58	T43305	98	T45182	138	T48250	178	T36729
19	T36962	59	T43310	99	T45191	139	T48251	179	T36732
20	T36966	60	T43318	100	T45193	140	T48244	180	T36743
21	T36982	61	T43325	101	T45196	141	T48255		
22	T38951	62	T43327	102	T45200	142	T48257		
23	T38962	63	T43366	103	T45207	143	T48258		
24	T38976	64	T43639	104	T45210	144	T48259		
25	T38979	65	T44457	105	T46666	145	T48458		
26	T39243	66	T44460	106	T46285	146	T49364		
27	T39245	67	T44465	107	T40492	147	T49373		
28	T39250	68	T44725	108	T46287	148	T49731		
29	T39252	69	T44737	109	T46290	149	T49735		
30	T39269	70	T44740	110	T46300	150	T49740		
31	T40394	71	T44745	111	T46302	151	T49743		
32	T40441	72	T44749	112	T46306	152	T49759		
33	T40402	73	T44752	113	T46325	153	T49768		
34	T40408	74	T44757	114	T46657	154	T47513		
35	T40413	75	T44763	115	T46659	155	T49774		
36	T40420	76	T44771	116	T46664	156	T49781		
37	T40424	77	T44773	117	T46670	157	T49784		
38	T40432	78	T44779	118	T46673	158	T49786		
39	T40435	79	T44780	119	T46675	159	T49791		
40	T40437	80	T44786	120	T46677	160	T49795		

Příloha 4 EDA – značka oceli R260.

Summary Statistics

	<i>Rm</i>	<i>A5</i>	<i>HB</i>	<i>C</i>	<i>Mn</i>	<i>Si</i>
Count	180	180	180	180	180	180
Average	962,789	13,9844	277,756	0,722733	0,977778	0,342561
Median	963,0	14,2	278,0	0,7225	0,98	0,341
Mode	960,0	14,2	282,0	0,718	0,98	0,338
Variance	113,709	0,913723	26,5097	0,000071705	0,00037157	0,000163186
Standard deviation	10,6635	0,955889	5,14876	0,00846788	0,0192762	0,0127744
Coeff. of variation	1,10756%	6,83537%	1,8537%	1,17165%	1,97143%	3,7291%
Minimum	935,0	11,4	265,0	0,698	0,93	0,298
Maximum	989,0	16,6	290,0	0,75	1,04	0,379
Range	54,0	5,2	25,0	0,052	0,11	0,081
Skewness	-0,052012	-0,237294	-0,277373	0,136711	0,419127	0,412365
Std. skewness	-0,284882	-1,29971	-1,51924	0,748795	2,29565	2,25862
Kurtosis	-0,143489	-0,282707	-0,240897	0,442684	0,293495	0,505247
Std. kurtosis	-0,392961	-0,774225	-0,659724	1,21234	0,803769	1,38368

	<i>P</i>	<i>S</i>	<i>Cr</i>	<i>Al</i>	<i>V</i>
Count	180	180	180	180	180
Average	0,0159333	0,00919444	0,0632778	0,00371667	0,00296111
Median	0,016	0,008	0,06	0,004	0,003
Mode	0,014	0,007	0,06	0,003	0,002
Variance	0,00000593966	0,0000162134	0,000148414	2,0419E-7	3,75854E-8
Standard deviation	0,00243714	0,00402658	0,0121825	0,000451874	0,000193869
Coeff. of variation	15,2959%	43,7937%	19,2525%	12,158%	6,54718%
Minimum	0,012	0,002	0,04	0,003	0,002
Maximum	0,024	0,025	0,1	0,004	0,003
Range	0,012	0,023	0,06	0,001	0,001
Skewness	0,424876	1,27489	0,716858	-0,969745	-4,81037
Std. skewness	2,32714	6,98286	3,92639	-5,31151	-26,3475
Kurtosis	-0,129979	2,07906	0,513001	-1,07163	21,3771
Std. kurtosis	-0,355962	5,69374	1,40491	-2,93477	58,5436

	<i>N</i>	<i>Cu</i>	<i>Ni</i>	<i>Mo</i>	<i>Sb</i>
Count	180	180	180	180	180
Average	0,00416611	0,0385556	0,0287778	0,00852778	0,000297222
Median	0,0041	0,04	0,03	0,008	0,0003
Mode	0,0036	0,04	0,03	0,007	0,0003
Variance	7,42253E-7	0,00019455	0,0000800621	0,00000971431	1,94755E-9
Standard deviation	0,000861541	0,0139481	0,00894774	0,00311678	0,000044131
Coeff. of variation	20,6797%	36,1767%	31,0925%	36,5485%	14,8478%
Minimum	0,0017	0,01	0,01	0,004	0,0002
Maximum	0,0066	0,09	0,07	0,02	0,0004
Range	0,0049	0,08	0,06	0,016	0,0002
Skewness	0,0990834	0,61092	1,33176	1,09328	-0,137446
Std. skewness	0,542702	3,34615	7,29437	5,98813	-0,752822
Kurtosis	-0,158103	0,608955	3,11077	0,988677	2,21992
Std. kurtosis	-0,432982	1,66769	8,51921	2,7076	6,0795

	<i>Sn</i>	<i>Ti</i>	<i>O</i>	<i>Co</i>	<i>Ca</i>
Count	180	180	180	180	180
Average	0,00422222	0,00182278	0,000868889	0,00383889	0,000395556
Median	0,004	0,0018	0,0008	0,004	0,0004
Mode	0,004	0,002	0,0008	0,004	0,0004
Variance	0,00000351459	1,06573E-7	4,23786E-8	3,70546E-7	2,32651E-9
Standard deviation	0,00187472	0,000326456	0,000205861	0,000608725	0,0000482339
Coeff. of variation	44,4013%	17,9098%	23,6924%	15,8568%	12,194%
Minimum	0,002	0,0011	0,0004	0,003	0,0002
Maximum	0,021	0,0027	0,002	0,006	0,0006
Range	0,019	0,0016	0,0016	0,003	0,0004
Skewness	5,02838	-0,142031	1,02407	0,546279	-2,23684
Std. skewness	27,5415	-0,777938	5,60904	2,9921	-12,2517
Kurtosis	38,4134	-0,255694	4,34418	1,60271	12,0631
Std. kurtosis	105,199	-0,700247	11,897	4,38921	33,0362

Příloha 5 EDA – značka oceli IH.

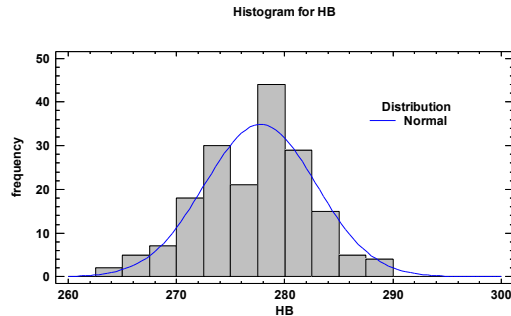
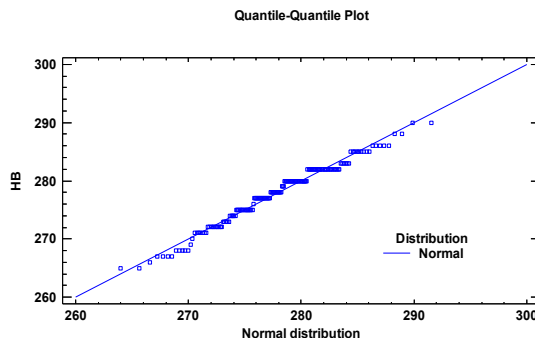
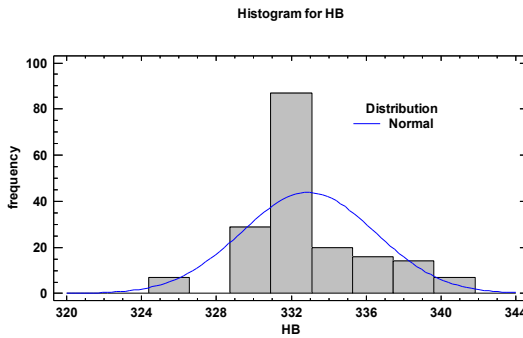
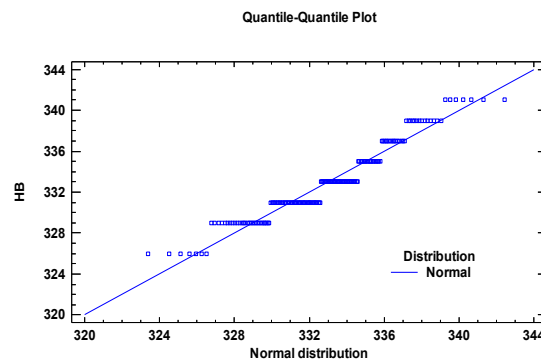
Summary Statistics

	Ti	As	Co	As	Sn
Count	180	180	180	180	180
Average	0,00299667	0,00289444	0,0045	0,00289444	0,00503889
Median	0,003	0,003	0,004	0,003	0,005
Mode	0,0031	0,003	0,004	0,003	0,005
Variance	9,61899E-8	4,63656E-7	3,18436E-7	4,63656E-7	9,6496E-7
Standard deviation	0,000310145	0,000680923	0,000564301	0,000680923	0,000982324
Minimum	0,0023	0,002	0,004	0,002	0,003
Maximum	0,0038	0,005	0,007	0,005	0,011
Skewness	-0,10601	0,563538	0,754533	0,563538	1,60223
Std. skewness	-0,580643	3,08663	4,13274	3,08663	8,7758
Kurtosis	-0,483021	0,730771	0,666477	0,730771	7,95292
Std. kurtosis	-1,32281	2,0013	1,82522	2,0013	21,78
Coeff. of variation	10,3497%	23,5252%	12,54%	23,5252%	19,4948%

	B	Nb	Sb	Pb	Ca
Count	180	180	180	180	180
Average	0,000385	0,00315556	0,00202222	0,000581667	0,000387778
Median	0,0004	0,003	0,002	0,0005	0,0004
Mode	0,0004	0,003	0,002	0,0005	0,0004
Variance	3,06983E-9	4,11421E-7	1,11235E-7	2,99972E-8	3,64867E-9
Standard deviation	0,0000554061	0,000641421	0,00033352	0,000173197	0,0000604042
Minimum	0,0002	0,001	0,001	0,0005	0,0002
Maximum	0,0007	0,005	0,003	0,0015	0,0005
Skewness	0,741845	-0,150816	0,406675	2,81785	-2,09483
Std. skewness	4,06325	-0,826051	2,22745	15,434	-11,4738
Kurtosis	6,81205	0,211368	6,14857	8,89491	5,20065
Std. kurtosis	18,6556	0,578856	16,8386	24,3597	14,2426
Coeff. of variation	14,3912%	20,3267%	16,4927%	29,776%	15,577%

	Mg	N	Zr	Zn
Count	180	180	180	180
Average	0,000158889	0,00359667	0,0029	0,00198889
Median	0,0002	0,0036	0,003	0,002
Mode	0,0002	0,0034	0,003	0,002
Variance	6,90379E-9	6,31385E-7	1,12849E-7	1,1049E-8
Standard deviation	0,000083089	0,000794598	0,00033593	0,000105114
Minimum	0,0	0,0018	0,001	0,001
Maximum	0,0003	0,0062	0,003	0,002
Skewness	-1,35003	0,314057	-3,54078	-9,40655
Std. skewness	-7,39443	1,72016	-19,3936	-51,5218
Kurtosis	0,0291864	0,23965	12,947	87,4549
Std. kurtosis	0,0799302	0,656308	35,4568	239,505
Coeff. of variation	52,2938%	22,0926%	11,5838%	5,28508%

Příloha 6 Statistická analýza dat regresandu (HB, A5).

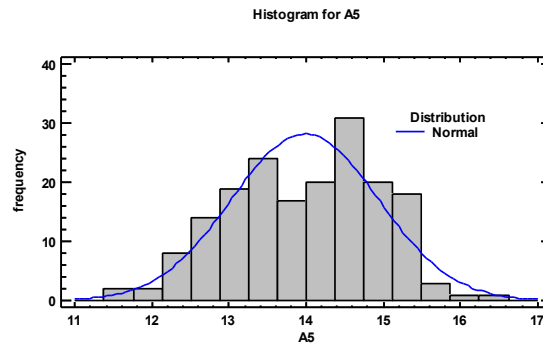
Značka oceli R260 – ověření normality proměnná HB		
Tests for Normality for HB		
Test	Statistic	P-Value
Shapiro-Wilk W	0,963536	0,00292704
Skewness Z-score	1,08806	0,276566
Kurtosis Z-score	-	0,533162
		
Goodness-of-Fit Tests for HB		
Kolmogorov-Smirnov Test		
	Normal	
DPLUS	0,0715326	
DMINUS	0,112998	
DN	0,112998	
P-Value	0,0201698	
Anderson-Darling A^2		
	Normal	
A^2	1,49936	
Modified Form	1,49936	
P-Value	>=0.10	
		
Značka oceli IH – ověření normality proměnná HB		
Tests for Normality for HB		
Tests for Normality for HB		
Test	Statistic	P-Value
Shapiro-Wilk W	0,926349	8,56692E-12
Skewness Z-score	1,62968	0,10317
Kurtosis Z-score	-0,647613	0,517233
		
Goodness-of-Fit Tests for HB		
Kolmogorov-Smirnov Test		
	Normal	
DPLUS	0,167589	
DMINUS	0,0990774	
DN	0,167589	
P-Value	0,0000812587	
Anderson-Darling A^2		
	Normal	
A^2	4,15783	
Modified Form	4,15783	
P-Value	<0.01	
		

Značka oceli R260 – ověření normality proměnná A5

R260

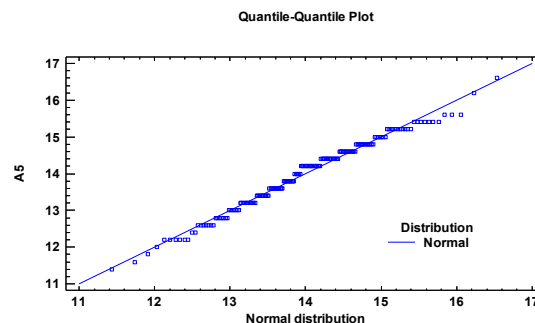
Tests for Normality for A5

Test	Statistic	P-Value
Shapiro-Wilk W	0,975558	0,138816
Skewness Z-score	0,934786	0,349897
Kurtosis Z-score	-0,778309	0,436385



Kolmogorov-Smirnov Test

	Normal
DPLUS	0,0440765
DMINUS	0,11143
DN	0,11143
P-Value	0,0228942



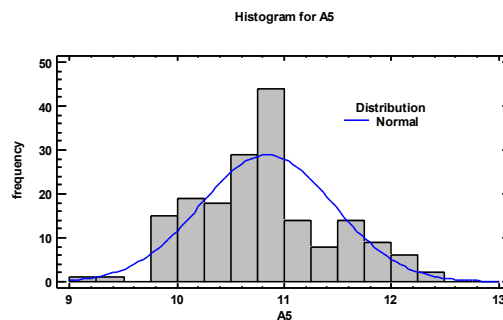
Anderson-Darling A^2

	Normal
A^2	1,01871
Modified Form	1,01871
P-Value	>=0.10

Značka oceli IH – ověření normality proměnná A5

Tests for Normality for A

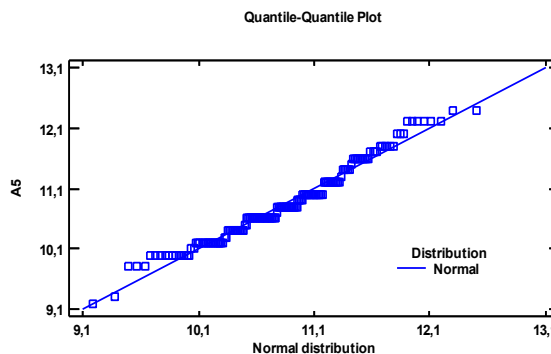
Test	Statistic	P-Value
Shapiro-Wilk W	0,959569	0,000579033
Skewness Z-score	1,50846	0,131436
Kurtosis Z-score	0,072015	0,942584



Goodness-of-Fit Tests for A

Kolmogorov-Smirnov Test

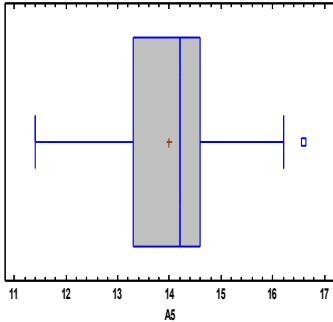
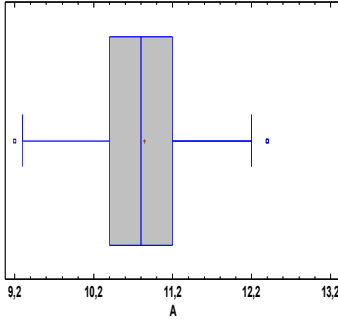
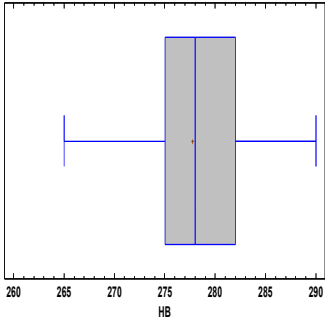
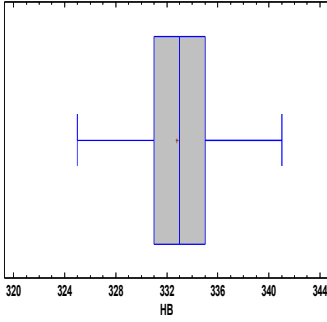
	Normal
DPLUS	0,114917
DMINUS	0,0631849
DN	0,114917
P-Value	0,0172324

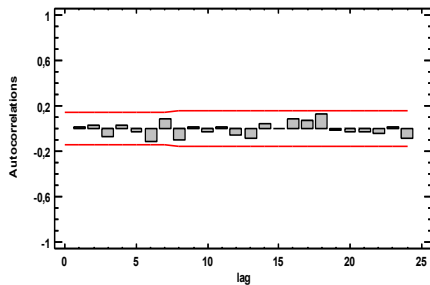
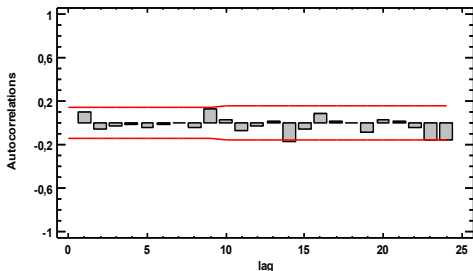
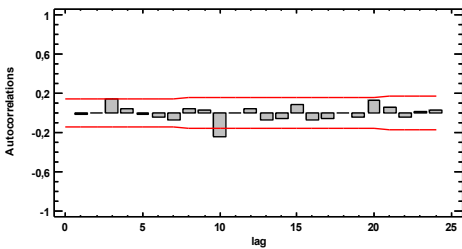
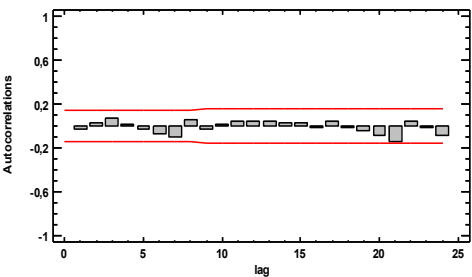


Anderson-Darling A^2

	Normal
A^2	1,93325
Modified Form	1,93325
P-Value	<0.10

Příloha 6 (pokračování) Statistická analýza dat regresandů (HB, A5).

<i>R260- proměnná A5</i>	<i>IH- proměnná A5</i>
<p>Box-and-Whisker Plot (R260)</p> 	<p>Box-and-Whisker Plot (IH)</p> 
<p>Grubbs' Test (assumes normality) Test statistic = 2,26494 P-Value = 1,0</p>	<p>Grubbs' Test (assumes normality) Test statistic = 2,66349 P-Value = 1,0</p>
<i>R260- proměnná HB</i>	<i>IH- proměnná HB</i>
<p>Box-and-Whisker Plot (R260)</p> 	<p>Box-and-Whisker Plot (IH)</p> 
<p>Grubbs' Test (assumes normality) Test statistic = 2,4774 P-Value = 1,0</p>	<p>Grubbs' Test (assumes normality) Test statistic = 2,26494 P-Value = 1,0</p>

<i>R 260 - proměnná A5</i>	
<p>(1) Runs above and below median Median = 0,0525951 Number of runs above and below median = 86 Expected number of runs = 90,0 Large sample test statistic $z = 0,526161$ P-value = 0,598774</p> <p>(2) Runs up and down Number of runs up and down = 117 Expected number of runs = 119,0 Large sample test statistic $z = 0,267261$ P-value = 0,789264</p> <p>(3) Box-Pierce Test Test based on first 24 autocorrelations Large sample test statistic = 16,7611 P-value = 0,725483</p>	<p>Residual Autocorrelations for A5 ARIMA(2,1,1)</p> 
<i>R 260 - proměnná HB</i>	
<p>(1) Runs above and below median Median = -0,00140281 Number of runs above and below median = 76 Expected number of runs = 91,0 Large sample test statistic $z = 2,1676$ P-value = 0,0301893</p> <p>(2) Runs up and down Number of runs up and down = 109 Expected number of runs = 119,667 Large sample test statistic $z = 1,80635$ P-value = 0,0708638</p> <p>(3) Box-Pierce Test Test based on first 24 autocorrelations Large sample test statistic = 25,2933 P-value = 0,335342</p>	<p>Residual Autocorrelations for HB Simple exponential smoothing with alpha = 0,2096</p> 
<i>IH - proměnná A5</i>	
<p>(1) Runs above and below median Median = 0,0178858 Number of runs above and below median = 81 Expected number of runs = 90,0 Large sample test statistic $z = 1,27782$ P-value = 0,201313</p> <p>(2) Runs up and down Number of runs up and down = 124 Expected number of runs = 119,0 Large sample test statistic $z = 0,801784$ P-value = 0,422676</p> <p>(3) Box-Pierce Test Test based on first 24 autocorrelations Large sample test statistic = 25,3322 P-value = 0,281454</p>	<p>Residual Autocorrelations for A ARIMA(1,1,1)</p> 
<i>IH - proměnná HB</i>	
<p>(1) Runs above and below median Median = -0,364154 Number of runs above and below median = 83 Expected number of runs = 90,0 Large sample test statistic $z = 0,977155$ P-value = 0,328491</p> <p>(2) Runs up and down Number of runs up and down = 127 Expected number of runs = 119,0 Large sample test statistic $z = 1,33631$ P-value = 0,181449</p> <p>(3) Box-Pierce Test Test based on first 24 autocorrelations Large sample test statistic = 14,1097 P-value = 0,89754</p>	<p>Residual Autocorrelations for HB ARIMA(1,1,1)</p> 

Příloha 7 Vícenásobná lineární regrese (bez absolut. členu) pevnosti v tahu (R260)

Multiple Regression - Rm

		Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
C	980,793	57,474	17,065	0,0000
Si	183,286	69,3356	2,64347	0,0090
Mn	180,572	40,694	4,43731	0,0000
P	609,836	386,292	1,57869	0,1163
S	-586,745	267,625	-2,19242	0,0298
Cr	234,396	78,0354	3,00372	0,0031
Al	678,051	1995,15	0,33985	0,7344
V	4590,28	4752,73	0,965819	0,3356
N	1200,1	1019,44	1,17722	0,2408
O	-7978,16	3951,37	-2,01909	0,0451
Mo	402,436	339,852	1,18415	0,2381
Ni	-198,258	115,787	-1,71227	0,0887
Cu	61,7021	66,9568	0,921521	0,3581
Sn	-1004,96	495,271	-2,02911	0,0441
Sb	2675,74	2568,1	1,04191	0,2990
Ti	-8802,85	3299,81	-2,66769	0,0084
Nb	-1881,0	2032,14	-0,925623	0,3560

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	1,66857E8	17	9,81511E6	95507,38	0,0000
Residual	16751,2	163	102,768		
Total	1,66874E8	180			

R-squared = 99,99 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 99,989 percent

Standard Error of Est. = 10,1375

Mean absolute error = 7,80716

Durbin-Watson statistic = 1,91205

Lag 1 residual autocorrelation = 0,0427948

Použitá kroková regrese se zpětnou eliminací nevlivných proměnných.

Multiple Regression - Rm

		Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
C	1022,18	49,6212	20,5996	0,0000
Si	189,596	66,3268	2,85851	0,0048
Mn	171,994	39,6663	4,33603	0,0000
S	-490,297	241,632	-2,0291	0,0440
Cr	292,614	64,3273	4,54883	0,0000
O	-9133,96	3846,39	-2,37468	0,0187
Ti	-8347,51	3102,68	-2,69042	0,0078

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	1,66856E8	7	2,38365E7	230189,64	0,0000
Residual	17914,4	173	103,552		
Total	1,66874E8	180			

R-squared = 99,9893 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 99,9889 percent

Standard Error of Est. = 10,176

Mean absolute error = 8,03954

Durbin-Watson statistic = 1,82656

Lag 1 residual autocorrelation = 0.0857545

Příloha 8 Vícenásobná lineární regrese pevnosti v tahu (R260)

Výsledky regrese R_m (R260) – dle ČSN EN 13674-1 (metalurgicky významné prvky).
Použitá kroková regrese se zpětnou eliminací nevlivných proměnných

Multiple Regression - R_m

		Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
CONSTANT	526,814	59,649	8,83189	0,0000
C	495,08	81,5726	6,0692	0,0000
Si	187,736	53,9921	3,47711	0,0006
Cr	218,92	56,1722	3,89731	0,0001

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	5655,83	3	1885,28	22,57	0,0000
Residual	14698,1	176	83,5122		
Total (Corr.)	20354,0	179			

R-squared = 27,7873 percent
R-squared (adjusted for d.f.) = 26,5564 percent
Standard Error of Est. = 9,1385
Mean absolute error = 7,03619
Durbin-Watson statistic = 1,54612 (P=0,0011)
Lag 1 residual autocorrelation = 0,225907

Výsledky regrese R_m (R260) – dle ČSN EN 13674-1 (metalurgicky významné prvky).
Vícenásobná lineární regrese - vypuštěn absolutní člen

Multiple Regression - R_m

		Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
C	983,563	55,5559	17,704	0,0000
Si	146,292	67,3249	2,17292	0,0312
Mn	179,579	40,8413	4,397	0,0000
P	689,944	374,452	1,84254	0,0671
S	-165,56	232,738	-0,711355	0,4778
Cr	186,101	71,9516	2,58647	0,0105
Al	1527,88	1983,18	0,770423	0,4421
V	1578,74	4027,45	0,391994	0,6956
N	91,8329	925,893	0,0991831	0,9211
O	-6673,38	3884,25	-1,71806	0,0876

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	1,66855E8	10	1,66855E7	155580,51	0,0000
Residual	18232,0	170	107,247		
Total	1,66874E8	180			

R-squared = 99,9891 percent
R-squared (adjusted for d.f.) = 99,9885 percent
Standard Error of Est. = 10,356
Mean absolute error = 8,05591
Durbin-Watson statistic = 1,77368
Lag 1 residual autocorrelation = 0,112722

Výsledky regrese R_m (R260) – celé spektrum chem. složení.

Použitá kroková regrese se zpětnou eliminací nevlivných proměnných.

Multiple Regression - R_m

		Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
CONSTANT	535,833	60,3572	8,87769	0,0000
C	503,581	82,0618	6,1366	0,0000
Si	214,112	53,6769	3,98891	0,0001
S	-619,816	209,728	-2,95533	0,0036
Cr	258,186	56,3231	4,58402	0,0000
O	-6953,28	3369,97	-2,06331	0,0406
Ti	-8197,33	2706,12	-3,02918	0,0028

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	6708,91	6	1118,15	14,18	0,0000
Residual	13645,1	173	78,8732		
Total (Corr.)	20354,0	179			

R-squared = 32,9612 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 30,6361 percent

Standard Error of Est. = 8,88106

Mean absolute error = 6,856

Durbin-Watson statistic = 1,68425 (P=0,0169)

Lag 1 residual autocorrelation = 0,157161

Výsledky regrese R_m (R260) – celé spektrum chem. složení.

Vypuštěn absolutní člen.

		Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
C	991,928	62,9332	15,7616	0,0000
Si	188,973	71,6237	2,63842	0,0092
Mn	165,884	42,9086	3,86597	0,0002
P	649,117	400,153	1,62217	0,1068
S	-678,119	277,411	-2,44446	0,0156
Cr	235,519	79,3192	2,96926	0,0035
Al	625,322	2049,63	0,30509	0,7607
V	8603,75	7984,86	1,07751	0,2829
N	932,138	1087,08	0,857472	0,3925
O	-7910,33	4061,03	-1,94786	0,0532
Mo	400,619	350,14	1,14417	0,2543
Ni	-228,957	120,453	-1,90081	0,0592
Cu	56,4293	69,5076	0,811844	0,4181
Sn	-993,314	514,588	-1,93031	0,0554
Sb	2412,88	2749,76	0,877486	0,3816
Ti	-9212,67	3378,27	-2,72704	0,0071
Nb	-1878,13	2089,29	-0,898934	0,3701
Pb	4022,08	23400,1	0,171884	0,8638
Ca	-31712,6	29275,6	-1,08324	0,2804
Mg	-13553,4	14586,4	-0,92918	0,3542
B	12853,2	21356,5	0,601842	0,5481
Zr	352,997	3467,63	0,101798	0,9190
Co	878,023	1451,26	0,605008	0,5460

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	1,66857E8	23	7,25466E6	69206,90	0,0000
Residual	16457,6	157	104,826		
Total	1,66874E8	180			

R-squared = 99,9901 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 99,9888 percent

Standard Error of Est. = 10,2384

Mean absolute error = 7,69243

Durbin-Watson statistic = 1,91132

Lag 1 residual autocorrelation = 0,0428059

Příloha 9 Vícenásobná lineární regrese tažnosti (R260)

Výsledky regrese A5 (R260) – dle ČSN EN 13674-1.

					Analysis of Variance			
Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value	Source	Sum of Squares	Df	Mean Square
CONSTANT	20,4525	7,782	2,62817	0,0094	Model	7,62084	17	0,448285
C	-5,48221	9,22465	-0,5943	0,5531	Residual	155,936	162	0,962565
Si	-5,81463	6,71781	-0,865555	0,3880	Total (Corr.)	163,556	179	
Mn	-0,819013	4,34933	-0,188308	0,8509	R-squared = 4,65946 percent R-squared (adjusted for d.f.) = 0 percent Standard Error of Est. = 0,981104 Mean absolute error = 0,760684 Durbin-Watson statistic = 1,52223 (P=0,0006) Lag 1 residual autocorrelation = 0,231012			
P	37,6868	37,5218	1,0044	0,3167				
S	-4,89415	26,0862	-0,187614	0,8514				
Cr	-14,5954	7,55852	-1,93098	0,0552				
Al	256,188	194,813	1,31504	0,1904				
V	-291,111	472,966	-0,615501	0,5391				
N	16,1719	101,292	0,159657	0,8734				
O	60,74	382,684	0,158721	0,8741				
Mo	19,9782	32,9133	0,606995	0,5447				
Ni	2,10446	11,211	0,187714	0,8513				
Cu	-0,416418	6,49406	-0,0641229	0,9490				
Sn	-4,04514	48,142	-0,084025	0,9331				
Sb	-79,7367	249,623	-0,319429	0,7498				
Ti	209,835	319,762	0,656223	0,5126				
Nb	12,1253	199,386	0,0608129	0,9516				

Výsledky regrese A5 (R260) – dle ČSN EN 13674-1.

Vypuštěn absolutní člen.

Multiple Regression –A5					Analysis of Variance				
Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value	Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio
C	13,8584	5,66224	2,44752	0,0	Model	35202,6	17	2070,74	2076
Si	-4,98061	6,83082	-0,729138	0,4	Residual	162,584	163	0,99745	
Mn	4,03128	4,0091	1,00553	0,3	Total	35365,2	180		
P	46,0901	38,0568	1,21109	0,2	R-squared = 99,5403 percent R-squared (adjusted for d.f.) = 99,4951 percent Standard Error of Est. = 0,998724 Mean absolute error = 0,784656 Durbin-Watson statistic = 1,52957 Lag 1 residual autocorrelation = 0,227819				
S	3,26734	26,3659	0,123923	0,9					
Cr	-13,7881	7,68791	-1,79348	0,0					
Al	324,124	196,559	1,649	0,1					
V	-1,72641	468,231	-0,00368709	0,9					
N	76,4459	100,433	0,761163	0,4					
O	22,9881	389,282	0,0590524	0,9					
Mo	23,1725	33,4816	0,692097	0,4					
Ni	1,21121	11,4071	0,10618	0,9					
Cu	0,702709	6,59646	0,106528	0,9					
Sn	-15,84	48,7932	-0,324635	0,7					
Sb	-18,7351	253,005	-0,0740503	0,9					
Ti	167,506	325,091	0,515259	0,6					
Nb	-74,0645	200,203	-0,369947	0,7					

Výsledky regrese A5 (R260) – dle ČSN EN 13674-1 (metalurgicky významné prvky)

Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
CONSTANT	19,9654	7,47639	2,67046	0,0083
C	-4,46004	9,0021	-0,495444	0,6209
Si	-4,27676	6,27908	-0,681112	0,4967
Mn	-1,38261	4,20197	-0,329039	0,7425
P	27,2653	35,0232	0,778491	0,4374
S	-11,8172	22,034	-0,536316	0,5924
Cr	-11,0085	6,71612	-1,63911	0,1030
Al	256,818	187,142	1,37232	0,1718
V	-219,293	379,76	-0,577451	0,5644
N	23,5874	87,9349	0,268237	0,7888
O	30,8337	362,947	0,0849538	0,9324

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	5,90042	10	0,590042	0,63	0,7846
Residual	157,656	169	0,932876		
Total (Corr.)	163,556	179			

R-squared = 3,60757 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 0 percent

Standard Error of Est. = 0,965855

Mean absolute error = 0,764483

Durbin-Watson statistic = 1,50265 (P=0,0004)

Lag 1 residual autocorrelation = 0,2407

Výsledky regrese A5 (R260) – dle ČSN EN 13674-1 (metalurgicky významné prvky)
Vypuštěn absolutní člen.

Parameter	Estimate	Standard Error	T	P-Value
C	15,1984	5,27404	2,88173	0,0045
Si	-4,2365	6,39129	-0,662855	0,5083
Mn	3,35513	3,87715	0,865358	0,3881
P	34,3254	35,5475	0,965619	0,3356
S	-1,70728	22,0943	-0,077272	0,9385
Cr	-10,2801	6,83052	-1,50503	0,1342
Al	332,89	188,267	1,76818	0,0788
V	-69,9758	382,335	-0,183022	0,8550
N	67,922	87,897	0,772745	0,4407
O	-28,5507	368,74	-0,0774278	0,9384

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	35200,9	10	3520,09	3642,02	0,0000
Residual	164,309	170	0,966522		
Total	35365,2	180			

R-squared = 99,5354 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 99,5108 percent

Standard Error of Est. = 0,983118

Mean absolute error = 0,79099

Durbin-Watson statistic = 1,51075

Lag 1 residual autocorrelation = 0,236615

Výsledky regrese A5 (R260) – celé spektrum chem. složení.

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	20,0045	8,0098	2,49751	0,0135
C	-6,4979	9,39645	-0,691527	0,4903
Si	-4,62896	6,90183	-0,670685	0,5034
Mn	-0,76957	4,60498	-0,167117	0,8675
P	53,8356	38,6856	1,39162	0,1660
S	-10,018	26,858	-0,372999	0,7097
Cr	-14,2378	7,65398	-1,86018	0,0647
Al	310,009	198,982	1,55798	0,1213
V	-252,56	782,739	-0,322662	0,7474
N	51,3056	107,037	0,479324	0,6324
O	-10,9688	391,368	-0,0280268	0,9777
Mo	21,076	33,7383	0,62469	0,5331
Ni	-0,65232	11,606	-0,0562055	0,9553
Cu	-1,63861	6,70931	-0,244229	0,8074
Sn	-14,2122	49,7443	-0,285706	0,7755
Sb	-71,2904	265,154	-0,268864	0,7884
Ti	172,076	326,281	0,527388	0,5987
Nb	2,85635	204,363	0,0139768	0,9889
Pb	-96,0968	2295,86	-0,0418565	0,9667
Ca	1103,04	2825,01	0,390455	0,6967
Mg	-609,024	1407,63	-0,43266	0,6659
B	-2112,99	2059,91	-1,02577	0,3066
Zr	-76,6845	334,038	-0,229568	0,8187
Co	223,802	139,913	1,59958	0,1117

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	11,8124	23	0,513582	0,53	0,9626
Residual	151,744	156	0,972718		
Total (Corr.)	163,556	179			

R-squared = 7,2222 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 0 percent

Standard Error of Est. = 0,986265

Mean absolute error = 0,74786

Durbin-Watson statistic = 1,56305 (P=0,0016)

Lag 1 residual autocorrelation = 0,211011

Výsledky regrese A5 (R260) – celé spektrum chem. složení.

Vypuštěn absolutní člen.

Multiple Regression - A5

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
C	11,4323	6,16263	1,8551	0,0655
Si	-4,17946	7,01362	-0,595907	0,5521
Mn	4,3005	4,20175	1,0235	0,3076
P	62,0194	39,1843	1,58276	0,1155
S	-3,29672	27,165	-0,121359	0,9036
Cr	-13,1157	7,76719	-1,68861	0,0933
Al	371,753	200,707	1,85222	0,0659
V	109,746	781,903	0,140358	0,8886
N	106,657	106,45	1,00195	0,3179
O	-39,7686	397,669	-0,100004	0,9205
Mo	23,0686	34,2869	0,67281	0,5021
Ni	-1,29229	11,7951	-0,109562	0,9129
Cu	-0,569444	6,80641	-0,0836628	0,9334
Sn	-24,5998	50,3901	-0,488186	0,6261
Sb	-41,388	269,265	-0,153707	0,8780
Ti	113,172	330,811	0,342106	0,7327
Nb	-85,7456	204,59	-0,41911	0,6757
Pb	992,348	2291,41	0,433073	0,6656
Ca	687,75	2866,76	0,239905	0,8107
Mg	-398,444	1428,35	-0,278955	0,7806
B	-2373,99	2091,3	-1,13518	0,2580
Zr	-73,3385	339,561	-0,21598	0,8293
Co	237,884	142,112	1,67392	0,0961

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	35207,4	23	1530,76	1522,89	0,0000
Residual	157,811	157	1,00517		
Total	35365,2	180			

R-squared = 99,5538 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 99,4912 percent

Standard Error of Est. = 1,000

Mean absolute error = 0,765927

Durbin-Watson statistic = 1,57017

Lag 1 residual autocorrelation = 0,207797

Příloha 10 Vícenásobná lineární regrese tvrdost HB (R260)

Výsledky regrese HB (R260) – dle ČSN EN 13674-1.

Použitá kroková regrese se zpětnou eliminací nevlivných proměnných.

Multiple Regression - HB

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	217,255	18,8758	11,5097	0,0000
Mn	57,4194	19,4287	2,95539	0,0035
Sb	2148,61	1047,95	2,0503	0,0418

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	359,644	2	179,822	7,26	0,0009
Residual	4385,6	177	24,7774		
Total (Corr.)	4745,24	179			

R-squared = 7,57904 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 6,53474 percent

Standard Error of Est. = 4,97769

Mean absolute error = 3,94201

Durbin-Watson statistic = 1,244 (P=0,0000)

Lag 1 residual autocorrelation = 0,375147

Výsledky regrese HB (R260) – dle ČSN EN 13674-1.

Vypuštěn absolutní člen.

Multiple Regression – HB

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
C	187,164	30,4266	6,15133	0,0000
Si	27,3937	36,7061	0,746298	0,4566
Mn	103,677	21,5433	4,81247	0,0000
P	391,765	204,502	1,9157	0,0572
S	-16,3221	141,68	-0,115204	0,9084
Cr	44,7228	41,3118	1,08257	0,2806
Al	1675,97	1056,23	1,58675	0,1145
V	4425,1	2516,09	1,75872	0,0805
N	498,114	539,687	0,922969	0,3574
O	-1017,9	2091,85	-0,486603	0,6272
Mo	-218,019	179,917	-1,21178	0,2274
Ni	43,8136	61,2972	0,714773	0,4758
Cu	50,0277	35,4468	1,41135	0,1600
Sn	-468,961	262,196	-1,78859	0,0755
Sb	3221,96	1359,55	2,36987	0,0190
Ti	-1047,97	1746,91	-0,599898	0,5494
Nb	-797,101	1075,81	-0,74093	0,4598

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	1,38867E7	17	816866,	28361,44	0,0000
Residual	4694,72	163	28,802		
Total	1,38914E7	180			

R-squared = 99,9662 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 99,9629 percent

Standard Error of Est. = 5,36675

Mean absolute error = 4,01545

Durbin-Watson statistic = 1,40266

Lag 1 residual autocorrelation = 0,297729

Příloha 10 (pokračování) Vícenásobná lineární regrese tvrdost HB (R260)

**Výsledky regrese A5 (R260) – dle ČSN EN 13674-1 (metalurgicky významné prvky).
Použitá kroková regrese se zpětnou eliminací nevlivných proměnných.**

Multiple Regression - HB

		Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
CONSTANT	217,155	19,0449	11,4023	0,0000
Mn	61,9779	19,474	3,18261	0,0017

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	255,487	1	255,487	10,13	0,0017
Residual	4489,76	178	25,2234		
Total (Corr.)	4745,24	179			

R-squared = 5,38406 percent
R-squared (adjusted for d.f.) = 4,85251 percent
Standard Error of Est. = 5,02229
Mean absolute error = 3,97442
Durbin-Watson statistic = 1,27018 (P=0,0000)
Lag 1 residual autocorrelation = 0,362203

**Výsledky regrese A5 (R260) – dle ČSN EN 13674-1 (metalurgicky významné prvky).
Vypuštěn absolutní člen.**

Multiple Regression - HB

		Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
C	202,394	29,208	6,92938	0,0000
Si	11,0701	35,3955	0,312755	0,7548
Mn	111,273	21,472	5,18223	0,0000
P	405,751	196,865	2,06107	0,0408
S	29,6945	122,36	0,242681	0,8085
Cr	25,3545	37,8279	0,670258	0,5036
Al	2040,62	1042,64	1,95717	0,0520
V	1122,31	2117,4	0,530042	0,5968
N	317,125	486,78	0,651475	0,5156
O	-1961,46	2042,11	-0,960506	0,3382

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	1,38864E7	10	1,38864E6	46844,61	0,0000
Residual	5039,39	170	29,6435		
Total	1,38914E7	180			

R-squared = 99,9637 percent
R-squared (adjusted for d.f.) = 99,9618 percent
Standard Error of Est. = 5,44458
Mean absolute error = 4,08431
Durbin-Watson statistic = 1,41876
Lag 1 residual autocorrelation = 0,28952

Příloha 10 (pokračování) Vícenásobná lineární regrese tvrdost HB (R260)

Výsledky regrese HB (R260) – celé spektrum chem. složení.

Použitá kroková regrese se zpětnou eliminací nevlivných proměnných.

Multiple Regression - HB

Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
CONSTANT	251,303	20,3907	12,3244	0,0000
Mn	46,0495	19,0327	2,41949	0,0166
Cu	56,6452	25,9198	2,1854	0,0302
Sb	2520,36	1002,17	2,5149	0,0128
Pb	-37755,7	10290,8	-3,66887	0,0003
Co	-1706,19	595,076	-2,86719	0,0047

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	866,767	5	173,353	7,78	0,0000
Residual	3878,48	174	22,2901		
Total (Corr.)	4745,24	179			

R-squared = 18,266 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 15,9173 percent

Standard Error of Est. = 4,72124

Mean absolute error = 3,73531

Durbin-Watson statistic = 1,46828 (P=0,0001)

Lag 1 residual autocorrelation = 0,262289

Výsledky regrese HB (R260) – celé spektrum chem. složení.

Vypuštěn absolutní člen.

Multiple Regression - HB

Parameter	Estimate	Standard Error	T	P-Value
C	203,372	32,2479	6,30652	0,0000
Si	25,09	36,701	0,683633	0,4952
Mn	105,884	21,987	4,81574	0,0000
P	337,248	205,044	1,64476	0,1020
S	70,631	142,149	0,496879	0,6200
Cr	32,9075	40,6443	0,809647	0,4194
Al	1661,13	1050,26	1,58164	0,1157
V	7164,51	4091,56	1,75105	0,0819
N	673,413	557,034	1,20893	0,2285
O	-901,642	2080,93	-0,433288	0,6654
Mo	-199,921	179,417	-1,11428	0,2669
Ni	65,0688	61,7217	1,05423	0,2934
Cu	45,2936	35,6167	1,2717	0,2054
Sn	-393,465	263,682	-1,49219	0,1377
Sb	3227,34	1409,02	2,29049	0,0233
Ti	-842,918	1731,07	-0,486934	0,6270
Nb	-354,759	1070,58	-0,331371	0,7408
Pb	-24936,2	11990,5	-2,07966	0,0392
Ca	-2574,53	15001,3	-0,171621	0,8640
Mg	9715,63	7474,27	1,29988	0,1955
B	8088,11	10943,4	0,739088	0,4610
Zr	-3106,9	1776,86	-1,74853	0,0823
Co	-1071,93	743,645	-1,44146	0,1514

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	1,38871E7	23	603787,	21936,82	0,0000
Residual	4321,25	157	27,5239		
Total	1,38914E7	180			

R-squared = 99,9689 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 99,9645 percent

Standard Error of Est. = 5,24632

Mean absolute error = 3,99506

Durbin-Watson statistic = 1,56307

Lag 1 residual autocorrelation = 0,217812

Příloha 11 Vícenásobná lineární regrese pevnosti v tahu (IH)

Výsledky regrese R_m (IH) – celé chemické spektrum.

Multiple Regression - R_m

		<i>Standard</i>	<i>T</i>	
<i>Parameter</i>	<i>Estimate</i>	<i>Error</i>	<i>Statistic</i>	<i>P-Value</i>
CONSTANT	965,818	70,062	13,7852	0,0000
P	1711,69	712,027	2,40397	0,0173
Cr	223,17	101,143	2,20648	0,0286

Analysis of Variance

<i>Source</i>	<i>Sum of Squares</i>	<i>Df</i>	<i>Mean Square</i>	<i>F-Ratio</i>	<i>P-Value</i>
Model	2319,33	2	1159,66	4,94	0,0081
Residual	41514,4	177	234,545		
Total (Corr.)	43833,8	179			

R-squared = 5,2912 percent
R-squared (adjusted for d.f.) = 4,22104 percent
Standard Error of Est. = 15,3149
Mean absolute error = 12,7219
Durbin-Watson statistic = 1,72397 (P=0,0320)
Lag 1 residual autocorrelation = 0,127344

Výsledky regrese R_m (IH) – dle AREMA 2012

Multiple Regression - R_m

		<i>Standard</i>	<i>T</i>	
<i>Parameter</i>	<i>Estimate</i>	<i>Error</i>	<i>Statistic</i>	<i>P-Value</i>
CONSTANT	965,818	70,062	13,7852	0,0000
P	1711,69	712,027	2,40397	0,0173
Cr	223,17	101,143	2,20648	0,0286

Analysis of Variance

<i>Source</i>	<i>Sum of Squares</i>	<i>Df</i>	<i>Mean Square</i>	<i>F-Ratio</i>	<i>P-Value</i>
Model	2319,33	2	1159,66	4,94	0,0081
Residual	41514,4	177	234,545		
Total (Corr.)	43833,8	179			

R-squared = 5,2912 percent
R-squared (adjusted for d.f.) = 4,22104 percent
Standard Error of Est. = 15,3149
Mean absolute error = 12,7219
Durbin-Watson statistic = 1,72397 (P=0,0320)
Lag 1 residual autocorrelation = 0,127344

Příloha 12 Vícenásobná lineární regrese tažnosti (IH)

Výsledky regrese A5 (IH) – celé chemické spektrum.

Multiple Regression – A5

		<i>Standard</i>	<i>T</i>	
<i>Parameter</i>	<i>Estimate</i>	<i>Error</i>	<i>Statistic</i>	<i>P-Value</i>
CONSTANT	12,6047	0,446158	28,2516	0,0000
Ti	-518,625	142,913	-3,62896	0,0004
Mg	-1352,95	533,448	-2,53623	0,0121

Analysis of Variance

<i>Source</i>	<i>Sum of Squares</i>	<i>Df</i>	<i>Mean Square</i>	<i>F-Ratio</i>	<i>P-Value</i>
Model	6,3113	2	3,15565	9,05	0,0002
Residual	61,7411	177	0,34882		
Total (Corr.)	68,0524	179			

R-squared = 9,27417 percent
R-squared (adjusted for d.f.) = 8,24902 percent
Standard Error of Est. = 0,59061
Mean absolute error = 0,463049
Durbin-Watson statistic = 1,39453 (P=0,0000)
Lag 1 residual autocorrelation = 0,302692

Výsledky regrese A5 (IH) – dle AREMA 2012

Multiple Regression – A5

		<i>Standard</i>	<i>T</i>	
<i>Parameter</i>	<i>Estimate</i>	<i>Error</i>	<i>Statistic</i>	<i>P-Value</i>
CONSTANT	11,9273	0,439409	27,1439	0,0000
Al	-255,871	102,438	-2,49782	0,0134

Analysis of Variance

<i>Source</i>	<i>Sum of Squares</i>	<i>Df</i>	<i>Mean Square</i>	<i>F-Ratio</i>	<i>P-Value</i>
Model	2,30455	1	2,30455	6,24	0,0134
Residual	65,7479	178	0,36937		
Total (Corr.)	68,0524	179			

R-squared = 3,38643 percent
R-squared (adjusted for d.f.) = 2,84365 percent
Standard Error of Est. = 0,607758
Mean absolute error = 0,487624
Durbin-Watson statistic = 1,25061 (P=0,0000)
Lag 1 residual autocorrelation = 0,374608

Příloha 13 Vícenásobná lineární regrese tvrdost HB (IH)

Výsledky regrese HB (IH) – celé chemické spektrum

Multiple Regression - HB

		<i>Standard</i>	<i>T</i>	
<i>Parameter</i>	<i>Estimate</i>	<i>Error</i>	<i>Statistic</i>	<i>P-Value</i>
CONSTANT	331,131	1,4543	227,691	0,0000
Sn	592,097	267,146	2,21637	0,0279
Mg	-7747,77	3158,35	-2,4531	0,0151

Analysis of Variance

<i>Source</i>	<i>Sum of Squares</i>	<i>Df</i>	<i>Mean Square</i>	<i>F-Ratio</i>	<i>P-Value</i>
Model	133,013	2	66,5064	5,40	0,0053
Residual	2181,54	177	12,3251		
Total (Corr.)	2314,55	179			

R-squared = 5,74681 percent
R-squared (adjusted for d.f.) = 4,68181 percent
Standard Error of Est. = 3,51071
Mean absolute error = 2,78124
Durbin-Watson statistic = 1,7146 (P=0,0277)
Lag 1 residual autocorrelation = 0,125412

Výsledky regrese A5 (IH) – dle AREMA 2012

Multiple Regression - HB

		<i>Standard</i>	<i>T</i>	
<i>Parameter</i>	<i>Estimate</i>	<i>Error</i>	<i>Statistic</i>	<i>P-Value</i>
CONSTANT	331,197	0,891258	371,607	0,0000
Cu	39,3582	19,8603	1,98175	0,0490

Analysis of Variance

Analysis of Variance

<i>Source</i>	<i>Sum of Squares</i>	<i>Df</i>	<i>Mean Square</i>	<i>F-Ratio</i>	<i>P-Value</i>
Model	49,9653	1	49,9653	3,93	0,0490
Residual	2264,58	178	12,7224		
Total (Corr.)	2314,55	179			

R-squared = 2,15875 percent
R-squared (adjusted for d.f.) = 1,60908 percent
Standard Error of Est. = 3,56685
Mean absolute error = 2,81081
Durbin-Watson statistic = 1,69017 (P=0,0187)
Lag 1 residual autocorrelation = 0,143565

Príloha 14 Soubor dat tvrdost temene HB (456 taveb)

p.č.	ID.	p.č.	ID.	p.č.	ID.	p.č.	ID.	p.č.	ID.	p.č.	ID.	p.č.	ID.
1	35643202	66	39250202	131	40506202	196	44749202	261	45142202	326	46690202	391	49747202
2	36725202	67	39252202	132	40509202	197	44752202	262	45144204	327	46692202	392	49750202
3	36727202	68	39254202	133	40511202	198	44754202	263	45147204	328	47475202	393	49752202
4	36735202	69	39257202	134	40905202	199	44757202	264	45149202	329	47477202	394	49754202
5	36739202	70	39259202	135	40907202	200	44758202	265	45152202	330	47479202	395	49756207
6	36741202	71	39262202	136	40910202	201	44759202	266	45154202	331	47482202	396	49759202
7	36743202	72	39264202	137	40912202	202	44760202	267	45157202	332	47484202	397	49761202
8	36746202	73	39267202	138	40914202	203	44761202	268	45159202	333	47486202	398	49763202
9	36748202	74	39269204	139	40917202	204	44763202	269	45164202	334	47488202	399	49766202
10	36750202	75	39272204	140	40919202	205	44765202	270	45166202	335	47490202	400	49768202
11	36752202	76	39274204	141	40921202	206	44771202	271	45169204	336	47493202	401	49770202
12	36754202	77	40394202	142	40923202	207	44773202	272	45171204	337	47495202	402	49772202
13	36756202	78	40396202	143	40926202	208	44776202	273	45173202	338	47498202	403	49774202
14	36758202	79	40397202	144	40928202	209	44778202	274	45177202	339	47500202	404	49777202
15	36760202	80	40398202	145	40930202	210	44779202	275	45179202	340	47502202	405	49779202
16	36762202	81	40400202	146	40932204	211	44780202	276	45180202	341	47504202	406	49781202
17	36764202	82	40401202	147	40935204	212	44781202	277	45185202	342	47506202	407	49784202
18	36766202	83	40402202	148	40939202	213	44784202	278	45187202	343	47509202	408	49786202
19	36767202	84	40404202	149	40940202	214	44786202	279	45189204	344	47511202	409	49789202
20	36769202	85	40408202	150	43305204	215	44789202	280	45191204	345	47513202	410	49791202
21	36772202	86	40410202	151	43307204	216	44790202	281	45193202	346	47515202	411	49793202
22	36774202	87	40413202	152	43310204	217	44791204	282	45196202	347	47518202	412	49795202
23	36776202	88	40415202	153	43314204	218	44792204	283	45198202	348	47521202	413	49798202
24	36778204	89	40420202	154	43315204	219	44793204	284	45200202	349	47523202	414	49800202
25	36779204	90	40421202	155	43318204	220	44795204	285	45203204	350	47525202	415	49802202
26	36782202	91	40422202	156	43323204	221	44797204	286	45205204	351	47527202	416	49805202
27	36784202	92	40424202	157	43325204	222	44799204	287	45207202	352	47529202	417	50100

Příloha 15 EDA procesně technologických parametrů

Summary Statistics

	<i>teplota 4. stolice</i>	<i>doba chlazení</i>	<i>otacky ventilátoru 1,2</i>	<i>otacky ventilátoru 5,6</i>	<i>otáčky ventilátoru nad chlad 1</i>	<i>otáčky ventil nad chlad AJAX</i>
Count	456	456	456	456	456	456
Average	979,912	4,55329	1828,77	888,989	404,682	197,368
Median	981,0	4,445	1989,0	1000,0	398,0	100,0
Mode	981,0	3,66	1989,0	1000,0	398,0	100,0
Standard deviation	10,7209	0,93218	475,787	256,201	341,27	263,104
Coeff. of variation	1,09407%	20,4727%	26,0167%	28,8194%	84,3304%	133,306%
Minimum	920,0	2,83	0	0	0	0
Maximum	1052,0	11,81	2484,0	1200,0	962,0	700,0
Range	132,0	8,98	2484,0	1200,0	962,0	700,0
Std. skewness	5,31385	17,4255	-18,7934	-16,2174	4,07208	11,4587
Std. kurtosis	65,9836	45,5511	23,2979	13,9253	-3,69763	-0,414551

	<i>otacky ventilátoru nad chlad 2</i>	<i>otacky ventilátoru 3</i>	<i>teplota u chladníku</i>	<i>teplota nad chladníkem</i>	<i>teplota rovnání</i>	<i>mezicas chlazení</i>
Count	456	456	456	456	456	456
Average	296,395	1284,25	19,4785	41,4691	45,3224	45,5684
Median	249,0	1495,0	17,15	41,75	46,0	33,895
Mode	249,0	1495,0			46,0	
Standard deviation	286,63	468,412	8,74025	9,16921	8,1685	81,6388
Coeff. of variation	96,7056%	36,4735%	44,8713%	22,1109%	18,0231%	179,157%
Minimum	0	0	2,6	16,0	17,0	2,83
Maximum	795,0	1794,0	40,9	65,3	65,0	1436,2
Range	795,0	1794,0	38,3	49,3	48,0	1433,37
Std. skewness	7,34772	-16,1825	3,04406	-0,605139	-3,99285	104,639
Std. kurtosis	-2,70948	10,8535	-3,39256	-1,38429	0,726728	830,132

	<i>hor zatiz kl 5</i>	<i>hor zatiz kl 3</i>	<i>hor zatiz kl 7</i>	<i>modelová teplota</i>	<i>doba ohrevu</i>	<i>mezicas sazení KSL</i>
Count	456	456	456	456	456	456
Average	1994,57	1871,4	1743,98	1238,98	7,59357	3,7116
Median	1997,5	1872,5	1749,0	1239,0	7,225	3,52
Mode	2010,0			1239,0		3,52
Standard deviation	40,8273	47,7814	40,6793	2,75634	1,93984	2,00758
Coeff. of variation	2,04692%	2,55325%	2,33255%	0,222468%	25,5459%	54,0895%
Minimum	1834,0	1743,0	1586,0	1229,0	5,29	3,17
Maximum	2109,0	2021,0	1863,0	1249,0	20,97	32,2
Range	275,0	278,0	277,0	20,0	15,68	29,03
Std. skewness	-3,37003	-0,112895	-2,74398	2,65556	32,05	108,937
Std. kurtosis	2,96008	-0,236808	0,231147	8,4049	82,0795	732,983

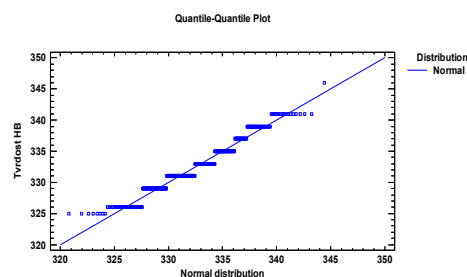
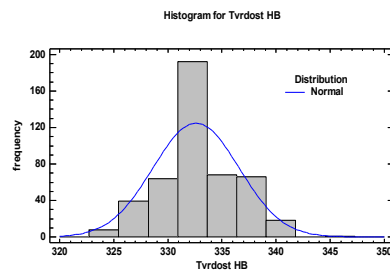
Příloha 16 Statistická analýza dat regresandu tvrdost temene HB

Tests for Normality for Tvrdost HB

Test	Statistic	P-Value
Shapiro-Wilk W	0,943312	0,0
Skewness Z-score	1,7112	0,0870446
Kurtosis Z-score	-1,26441	0,206083

Kolmogorov-Smirnov Test

	Normal
DPLUS	0,140751
DMINUS	0,100477
DN	0,140751
P-Value	2,84701E-8

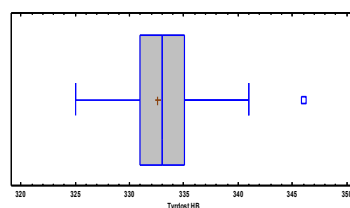


Grubbs' Test (assumes normality)

Test statistic = 3,37372

P-Value = 0,314915

Box-and-Whisker Plot



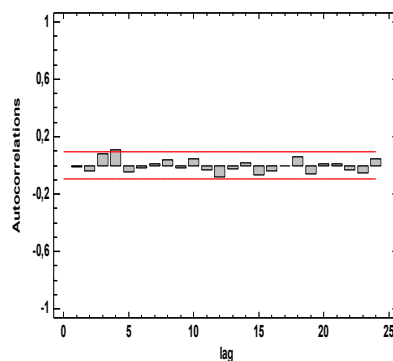
Tests for Randomness of residuals

Data variable: Tvrdost HB

Model: ARIMA(2,1,1)

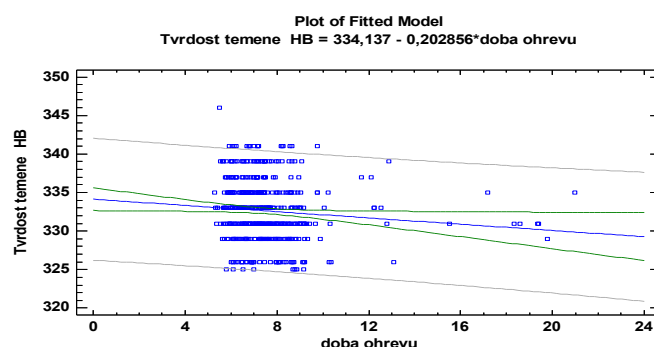
- (1) Runs above and below median
 Median = -0,0424605
 Number of runs above and below median = 234
 Expected number of runs = 228,0
 Large sample test statistic $z = 0,516826$
 P-value = 0,605274
- (2) Runs up and down
 Number of runs up and down = 291
 Expected number of runs = 303,0
 Large sample test statistic $z = 1,28121$
 P-value = 0,200119
- (3) Box-Pierce Test
 Test based on first 24 autocorrelations
 Large sample test statistic = 24,9216
 P-value = 0,250575

Residual Autocorrelations for Tvrdost HB
ARIMA(2,1,1)



Příloha 17 Párová regresní analýza – ohřev

Simple Regression - Tvrdost temene HB vs. doba ohrevu



Dependent variable: Tvrdost temene HB

Independent variable: doba ohrevu

Linear model: $Y = a + b \cdot X$

Coefficients

Parameter	Least Squares Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
Intercept	334,137	0,749581	445,765	0,0000
Slope	-0,202856	0,0956475	-2,12087	0,0345

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	70,4563	1	70,4563	4,50	0,0345
Residual	7111,3	454	15,6637		
Total (Corr.)	7181,75	455			

Correlation Coefficient = -0,0990478

R-squared = 0,981046 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 0,762943 percent

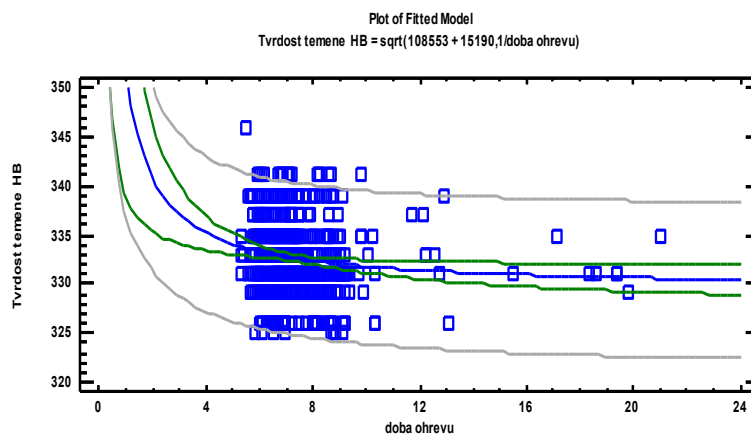
Standard Error of Est. = 3,95773

Mean absolute error = 3,13753

Durbin-Watson statistic = 1,1758 (P=0,0000)

Lag 1 residual autocorrelation = 0,410371

nejvhodnější regresní funkce:



Dependent variable: Tvrdost temene HB

Independent variable: doba ohrevu

Squared-Y reciprocal-X model: $Y = \sqrt{a + b/X}$

Coefficients

Parameter	Least Squares Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
Intercept	108553	724,893	149,75	0,0000
Slope	15190,1	5208,35	2,9165	0,0037

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	5,86404E7	1	5,86404E7	8,51	0,0037
Residual	3,1299E9	454	6,89404E6		
Total (Corr.)	3,18854E9	455			

Correlation Coefficient = 0,135614

R-squared = 1,8391 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 1,62289 percent

Standard Error of Est. = 2625,65

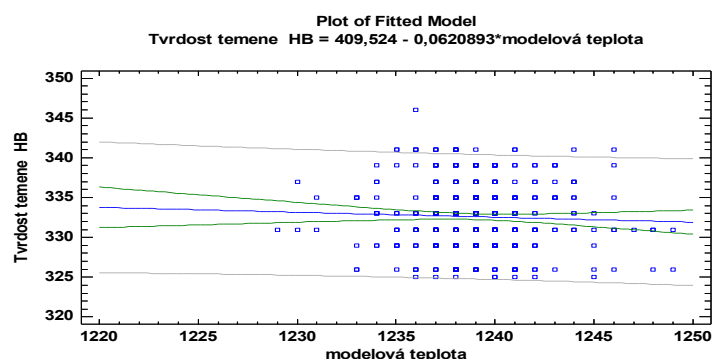
Mean absolute error = 2078,25

Durbin-Watson statistic = 1,18209 (P=0,0000)

Lag 1 residual autocorrelation = 0,407196

Příloha 17 (pokračování) Párová regresní analýza – ohřev

Simple Regression - Tvrdost temene HB vs. modelová teplota



Dependent variable: Tvrdost temene HB

Independent variable: modelová teplota

Linear model: $Y = a + b \cdot X$

Coefficients

	Least Squares	Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
Intercept	409,524	83,7358	4,89067	0,0000
Slope	-0,0620893	0,0675843	-0,918694	0,3587

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	13,3263	1	13,3263	0,84	0,3587
Residual	7168,43	454	15,7895		
Total (Corr.)	7181,75	455			

Correlation Coefficient = -0,0430764

R-squared = 0,185558 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = -0,0342976 percent

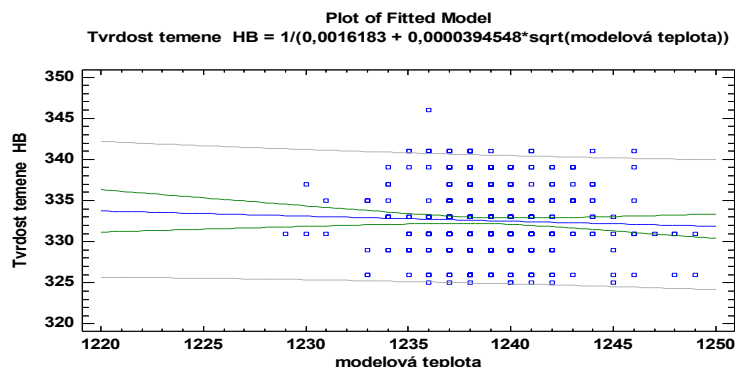
Standard Error of Est. = 3,9736

Mean absolute error = 3,16477

Durbin-Watson statistic = 1,19365 (P=0,0000)

Lag 1 residual autocorrelation = 0,401133

nejvhodnější regresní funkce:



Dependent variable: Tvrdost temene HB

Independent variable: modelová teplota

Reciprocal-Y square root-X: $Y = 1/(a + b \cdot \sqrt{X})$

Coefficients

	Least Squares	Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
Intercept	0,0016183	0,0015099	1,07179	0,2844
Slope	0,0000394548	0,0000428961	0,919778	0,3582

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	1,08545E-9	1	1,08545E-9	0,85	0,3582
Residual	5,82505E-7	454	1,28305E-9		
Total (Corr.)	5,83591E-7	455			

Correlation Coefficient = 0,0431271

R-squared = 0,185995 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = -0,0338595 percent

Standard Error of Est. = 0,0000358197

Mean absolute error = 0,0000285919

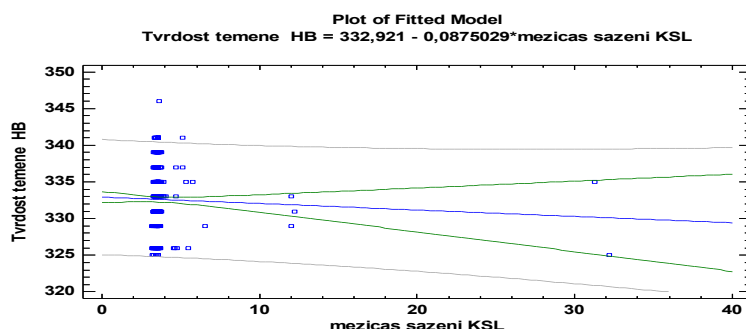
Durbin-Watson statistic = 1,19451

(P=0,0000)

Lag 1 residual autocorrelation = 0,400688

Příloha 17 (pokračování) Párová regresní analýza – ohřev

Simple Regression - Tvrdost temene HB vs. mezicas sazení KSL



Dependent variable: Tvrdost temene HB
Independent variable: mezicas sazení KSL
Linear model: $Y = a + b \cdot X$

Coefficients

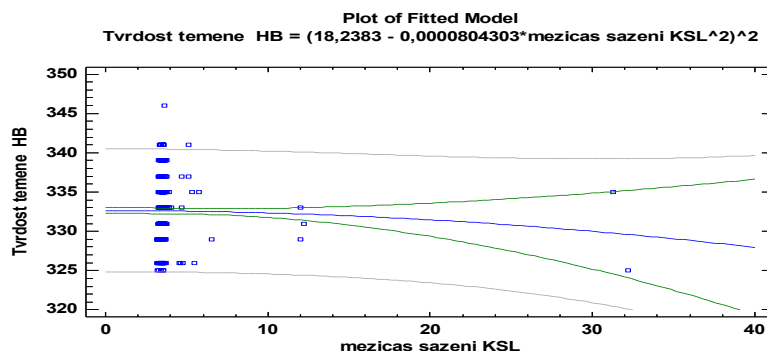
	Least Squares	Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
Intercept	332,921	0,391438	850,509	0,0000
Slope	-0,0875029	0,0927861	-0,943061	0,3462

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	14,0412	1	14,0412	0,89	0,3462
Residual	7167,71	454	15,7879		
Total (Corr.)	7181,75	455			

Correlation Coefficient = -0,0442167
R-squared = 0,195512 percent
R-squared (adjusted for d.f.) = -0,0243217 percent
Standard Error of Est. = 3,9734
Mean absolute error = 3,1745
Durbin-Watson statistic = 1,19497
(P=0,0000)
Lag 1 residual autocorrelation = 0,400788

nejvhodnější regresní funkce:



Dependent variable: Tvrdost temene HB
Independent variable: mezicas sazení KSL
Square root-Y squared-X model: $Y = (a + b \cdot X^2)^2$

Coefficients

	Least Squares	Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
Intercept	18,2383	0,00527512	3457,42	0,0000
Slope	-0,0000804303	0,0000765265	-1,05101	0,2938

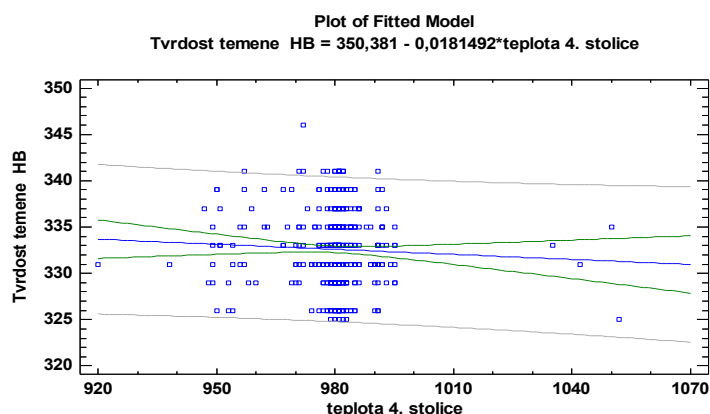
Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	0,0130823	1	0,0130823	1,10	0,2938
Residual	5,37681	454	0,0118432		
Total (Corr.)	5,38989	455			

Correlation Coefficient = -0,0492665
R-squared = 0,242719 percent
R-squared (adjusted for d.f.) = 0,0229894 percent
Standard Error of Est. = 0,108826
Mean absolute error = 0,0869877
Durbin-Watson statistic = 1,19974
(P=0,0000)
Lag 1 residual autocorrelation = 0,398388

Příloha 18 Párová regresní analýza – válcování

Simple Regression - Tvrdost temene HB vs. teplota 4. stolice



Dependent variable: Tvrdost temene HB

Independent variable: teplota 4. stolice

Linear model: $Y = a + b \cdot X$

Coefficients

	Least Squares	Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
Intercept	350,381	17,0233	20,5825	0,0000
Slope	-0,0181492	0,0173712	-1,04479	0,2967

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	17,2262	1	17,2262	1,09	0,2967
Residual	7164,53	454	15,7809		
Total (Corr.)	7181,75	455			

Correlation Coefficient = -0,0489755

R-squared = 0,23986 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 0,020124 percent

Standard Error of Est. = 3,97252

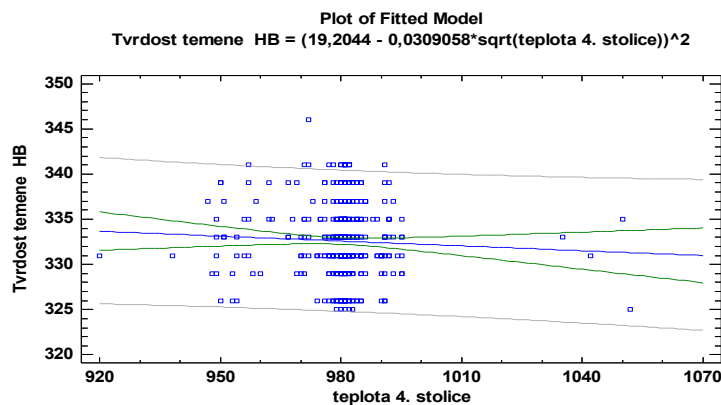
Mean absolute error = 3,17414

Durbin-Watson statistic = 1,19762

(P=0,0000)

Lag 1 residual autocorrelation = 0,399526

nejvhodnější regresní funkce:



Dependent variable: Tvrdost temene HB

Independent variable: teplota 4. stolice

Double square root model: $Y = (a + b \cdot \sqrt{X})^2$

Coefficients

	Least Squares	Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
Intercept	19,2044	0,933924	20,5631	0,0000
Slope	-0,0309058	0,0298344	-1,03591	0,3008

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	0,01271	1	0,01271	1,07	0,3008
Residual	5,37718	454	0,011844		
Total (Corr.)	5,38989	455			

Correlation Coefficient = -0,0485604

R-squared = 0,235811 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 0,0160661 percent

Standard Error of Est. = 0,10883

Mean absolute error = 0,087003

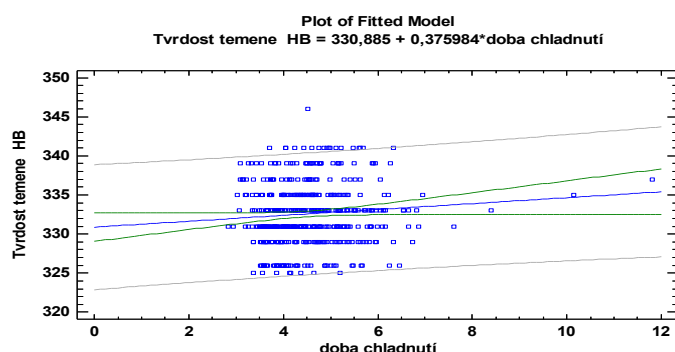
Durbin-Watson statistic = 1,19773

(P=0,0000)

Lag 1 residual autocorrelation = 0,399466

Příloha 19 Párová regresní analýza – ochlazování

Simple Regression - Tvrdost temene HB vs. doba chlazení



Dependent variable: Tvrdost temene HB

Independent variable: doxa chlazení

Linear model: $Y = a + b \cdot X$

Coefficients

	Least Squares	Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
Intercept	330,885	0,925992	357,33	0,0000
Slope	0,375984	0,199244	1,88705	0,0598

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	55,892	1	55,892	3,56	0,0598
Residual	7125,86	454	15,6957		
Total (Corr.)	7181,75	455			

Correlation Coefficient =

0,0882185

R-squared = 0,77825 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 0,5597 percent

Standard Error of Est. = 3,96178

Mean absolute error = 3,15157

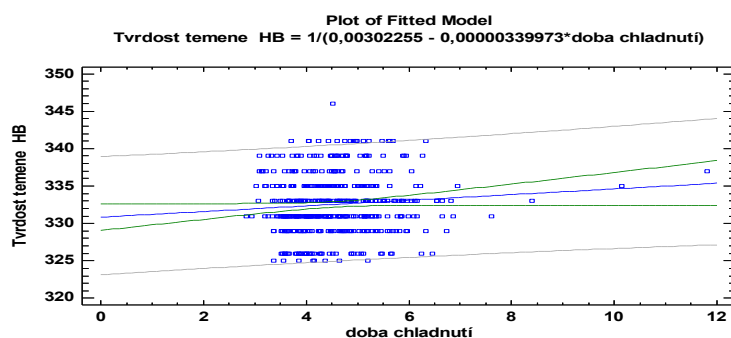
Durbin-Watson statistic =

1,17887 (P=0,0000)

Lag 1 residual autocorrelation =

0,408215

nejvhodnější regresní funkce:



Dependent variable: Tvrdost temene HB

Independent variable: doxa chlazení

Reciprocal-Y model: $Y = 1/(a + b \cdot X)$

Coefficients

	Least Squares	Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
Intercept	0,00302255	0,0000083471	362,108	0,0000
Slope	-0,00000339973	0,00000179603	-1,89291	0,0590

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	4,56983E-9	1	4,56983E-9	3,58	0,0590
Residual	5,79021E-7	454	1,27538E-9		
Total (Corr.)	5,83591E-7	455			

Correlation Coefficient = -

0,0884904

R-squared = 0,783054 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 0,564515 percent

Standard Error of Est. =

0,0000357124

Mean absolute error =

0,0000284473

Durbin-Watson statistic =

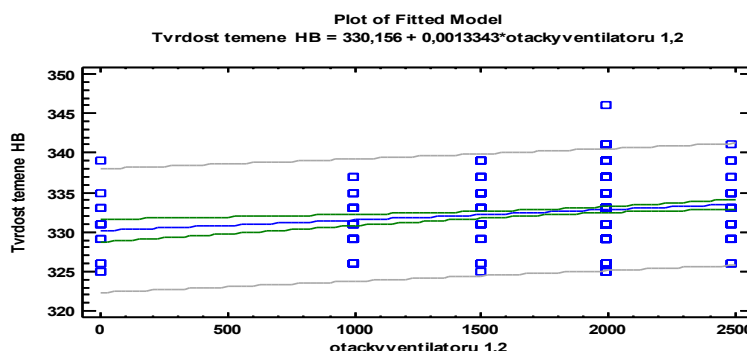
1,17982 (P=0,0000)

Lag 1 residual autocorrelation =

0,407725

Příloha 19 (pokračování) Párová regresní analýza – ochlazování.

Simple Regression - Tvrdost temene HB vs. otacky ventilatoru 1,2



Dependent variable: Tvrdost temene HB
Independent variable: otacky ventilatoru 1,2

Linear model: $Y = a + b \cdot X$

Coefficients

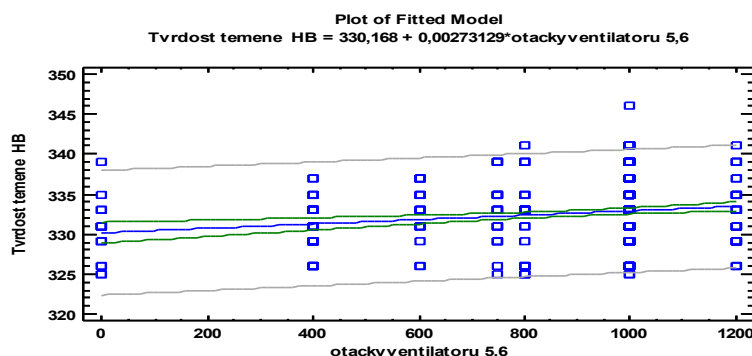
	Least Squares	Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
Intercept	330,156	0,730978	451,664	0,0000
Slope	0,0013343	0,000386859	3,44906	0,0006

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	183,376	1	183,376	11,90	0,0006
Residual	6998,38	454	15,4149		
Total (Corr.)	7181,75	455			

Correlation Coefficient = 0,159792
R-squared = 2,55336 percent
R-squared (adjusted for d.f.) = 2,33872 percent
Standard Error of Est. = 3,92619
Mean absolute error = 3,13525
Durbin-Watson statistic = 1,22421
(P=0,0000)
Lag 1 residual autocorrelation = 0,385871

Simple Regression - Tvrdost temene HB vs. otacky ventilatoru 5,6



Dependent variable: Tvrdost temene HB
Independent variable: otacky ventilatoru 5,6
Linear model: $Y = a + b \cdot X$

Coefficients

	Least Squares	Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
Intercept	330,168	0,662739	498,187	0,0000
Slope	0,00273129	0,000716403	3,8125	0,0002

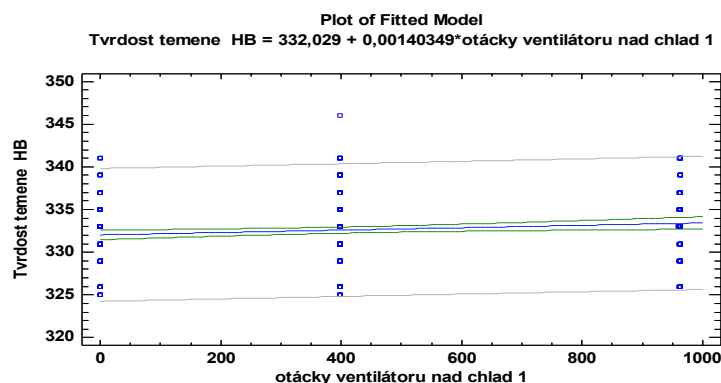
Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	222,797	1	222,797	14,54	0,0002
Residual	6958,96	454	15,3281		
Total (Corr.)	7181,75	455			

Correlation Coefficient = 0,176132
R-squared = 3,10226 percent
R-squared (adjusted for d.f.) = 2,88883 percent
Standard Error of Est. = 3,91511
Mean absolute error = 3,13449
Durbin-Watson statistic = 1,23036
(P=0,0000)
Lag 1 residual autocorrelation = 0,382564

Příloha 19 (pokračování) Párová regresní analýza – ochlazování.

Simple Regression - Tvrdost temene HB vs. otáčky ventilátoru nad chlad 1



Dependent variable: Tvrdost temene HB
Independent variable: otáčky ventilátoru nad chlad 1
Linear model: $Y = a + b \cdot X$

Coefficients

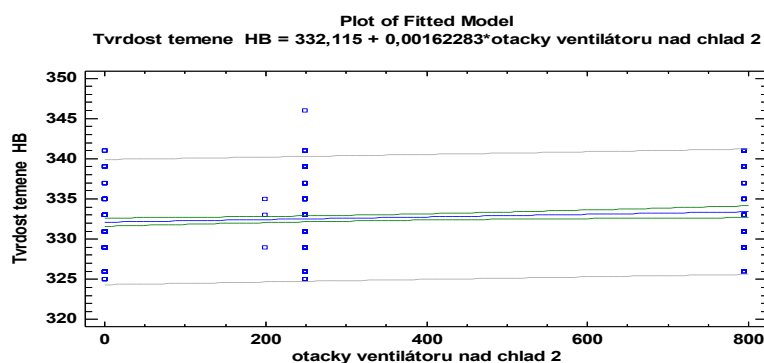
	Least Squares	Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
Intercept	332,029	0,286989	1156,94	0,0000
Slope	0,00140349	0,000542381	2,58765	0,0100

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	104,383	1	104,383	6,70	0,0100
Residual	7077,37	454	15,5889		
Total (Corr.)	7181,75	455			

Correlation Coefficient = 0,120559
R-squared = 1,45344 percent
R-squared (adjusted for d.f.) = 1,23638 percent
Standard Error of Est. = 3,94828
Mean absolute error = 3,16674
Durbin-Watson statistic = 1,19626
(P=0,0000)
Lag 1 residual autocorrelation = 0,400081

Simple Regression - Tvrdost temene HB vs. otáčky ventilátoru nad chlad 2



Dependent variable: Tvrdost temene HB
Independent variable: otáčky ventilátoru nad chlad 2
Linear model: $Y = a + b \cdot X$

Coefficients

	Least Squares	Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
Intercept	332,115	0,266235	1247,45	0,0000
Slope	0,00162283	0,000646044	2,51195	0,0124

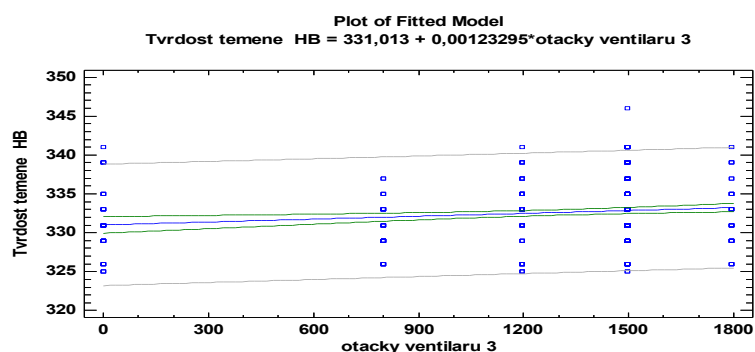
Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	98,4467	1	98,4467	6,31	0,0124
Residual	7083,31	454	15,602		
Total (Corr.)	7181,75	455			

Correlation Coefficient = 0,117081
R-squared = 1,37079 percent
R-squared (adjusted for d.f.) = 1,15354 percent
Standard Error of Est. = 3,94994
Mean absolute error = 3,17466
Durbin-Watson statistic = 1,19522
(P=0,0000)
Lag 1 residual autocorrelation = 0,400541

Příloha 19 (pokračování) Párová regresní analýza – ochlazování.

Simple Regression - Tvrdost temene HB vs. otacky ventilaru 3



Dependent variable: Tvrdost temene HB

Independent variable: otacky ventilaru 3

Linear model: $Y = a + b \cdot X$

Coefficients

	Least Squares	Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
Intercept	331,013	0,538308	614,914	0,0000
Slope	0,00123295	0,000393836	3,13062	0,0019

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	151,761	1	151,761	9,80	0,0019
Residual	7029,99	454	15,4846		
Total (Corr.)	7181,75	455			

Correlation Coefficient = 0,145367

R-squared = 2,11314 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 1,89753 percent

Standard Error of Est. = 3,93504

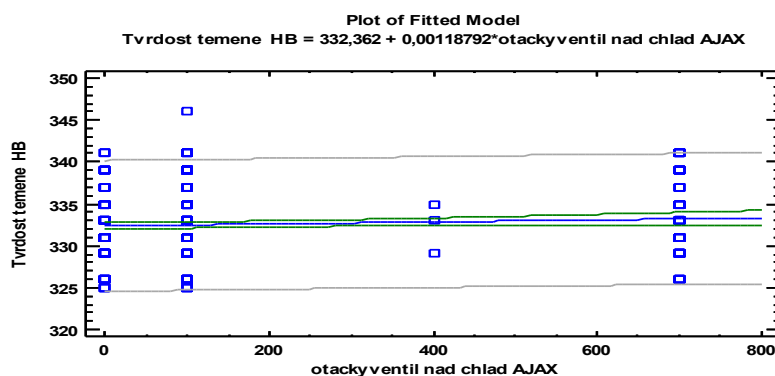
Mean absolute error = 3,12292

Durbin-Watson statistic = 1,22154

(P=0,0000)

Lag 1 residual autocorrelation = 0,387453

Simple Regression - Tvrdost temene HB vs. otacky ventil nad chlad AJAX



Dependent variable: Tvrdost temene HB

Independent variable: otacky ventil nad chlad AJAX

Linear model: $Y = a + b \cdot X$

Coefficients

	Least Squares	Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
Intercept	332,362	0,232204	1431,33	0,0000
Slope	0,00118792	0,00070649	1,68144	0,0934

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	44,447	1	44,447	2,83	0,0934
Residual	7137,31	454	15,7209		
Total (Corr.)	7181,75	455			

Correlation Coefficient = 0,0786695

R-squared = 0,618888 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 0,399987 percent

Standard Error of Est. = 3,96496

Mean absolute error = 3,18111

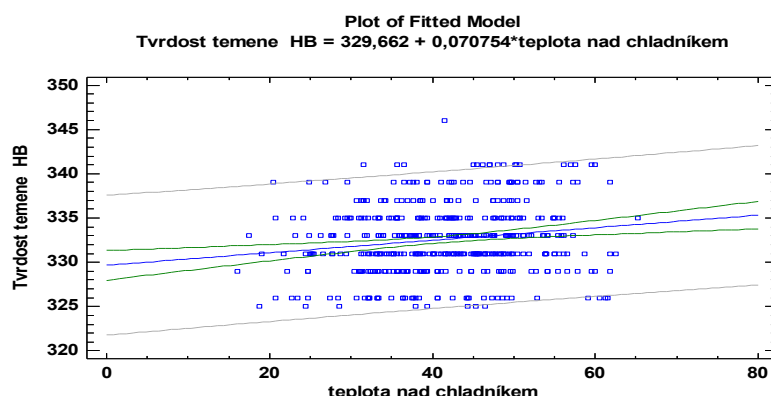
Durbin-Watson statistic = 1,18959

(P=0,0000)

Lag 1 residual autocorrelation = 0,403329

Příloha 19 (pokračování). Párová regresní analýza – ochlazování.

Simple Regression - Tvrdost temene HB vs. teplota nad chladníkem



Dependent variable: Tvrdost temene HB
Independent variable: teplota nad chladníkem
Linear model: $Y = a + b \cdot X$

Coefficients

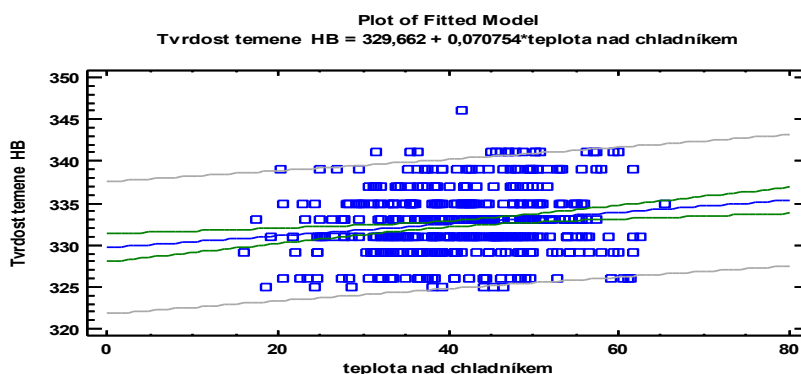
Parameter	Least Squares Estimate	Standard Error	T	P-Value
Intercept	329,662	0,852017	386,92	0,0000
Slope	0,070754	0,0200623	3,52671	0,0005

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	191,503	1	191,503	12,44	0,0005
Residual	6990,25	454	15,397		
Total (Corr.)	7181,75	455			

Correlation Coefficient = 0,163295
R-squared = 2,66653 percent
R-squared (adjusted for d.f.) = 2,45214 percent
Standard Error of Est. = 3,9239
Mean absolute error = 3,14379
Durbin-Watson statistic = 1,19353 (P=0,0000)
Lag 1 residual autocorrelation = 0,400934

Simple Regression - Tvrdost temene HB vs. teplota nad chladníkem



Dependent variable: Tvrdost temene HB
Independent variable: teplota nad chladníkem
Linear model: $Y = a + b \cdot X$

Coefficients

Parameter	Least Squares Estimate	Standard Error	T	P-Value
Intercept	329,662	0,852017	386,92	0,0000
Slope	0,070754	0,0200623	3,52671	0,0005

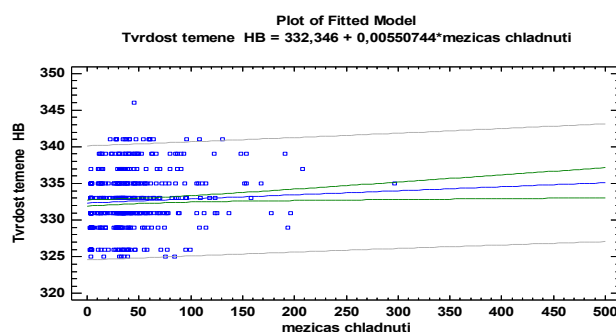
Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	191,503	1	191,503	12,44	0,0005
Residual	6990,25	454	15,397		
Total (Corr.)	7181,75	455			

Correlation Coefficient = 0,163295
R-squared = 2,66653 percent
R-squared (adjusted for d.f.) = 2,45214 percent
Standard Error of Est. = 3,9239
Mean absolute error = 3,14379
Durbin-Watson statistic = 1,19353 (P=0,0000)
Lag 1 residual autocorrelation = 0,400934

Příloha 19 (pokračování). Párová regresní analýza – ochlazování.

Simple Regression - Tvrdost temene HB vs. mezicas chladnutí



Dependent variable: Tvrdost temene HB

Independent variable: mezicas chladnutí

Linear model: $Y = a + b \cdot X$

Coefficients

	Least Squares	Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
Intercept	332,346	0,211989	1567,75	0,0000
Slope	0,00550744	0,00226927	2,42697	0,0156

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	91,9822	1	91,9822	5,89	0,0156
Residual	7089,77	454	15,6162		
Total (Corr.)	7181,75	455			

Correlation Coefficient = 0,113171

R-squared = 1,28078 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 1,06333 percent

Standard Error of Est. = 3,95174

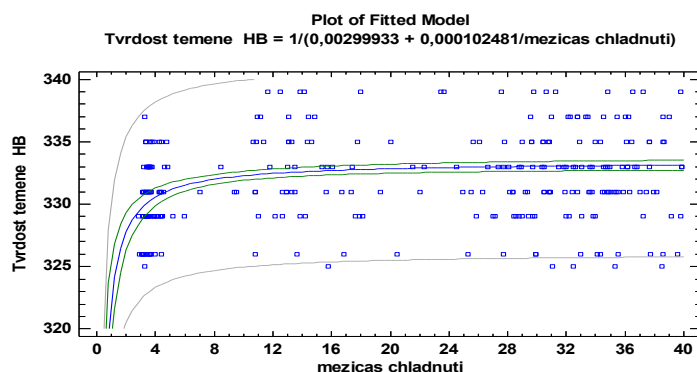
Mean absolute error = 3,15064

Durbin-Watson statistic = 1,20488

(P=0,0000)

Lag 1 residual autocorrelation = 0,395599

Nevhodnější model



Dependent variable: Tvrdost temene HB

Independent variable: mezicas chladnutí

Double reciprocal model: $Y = 1/(a + b/X)$

Coefficients

	Least Squares	Standard	T	
Parameter	Estimate	Error	Statistic	P-Value
Intercept	0,00299933	0,00000203668	1472,66	0,0000
Slope	0,000102481	0,0000164862	6,21614	0,0000

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	4,57741E-8	1	4,57741E-8	38,64	0,0000
Residual	5,37817E-7	454	1,18462E-9		
Total (Corr.)	5,83591E-7	455			

Correlation Coefficient = 0,280063

R-squared = 7,84352 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 7,64054 percent

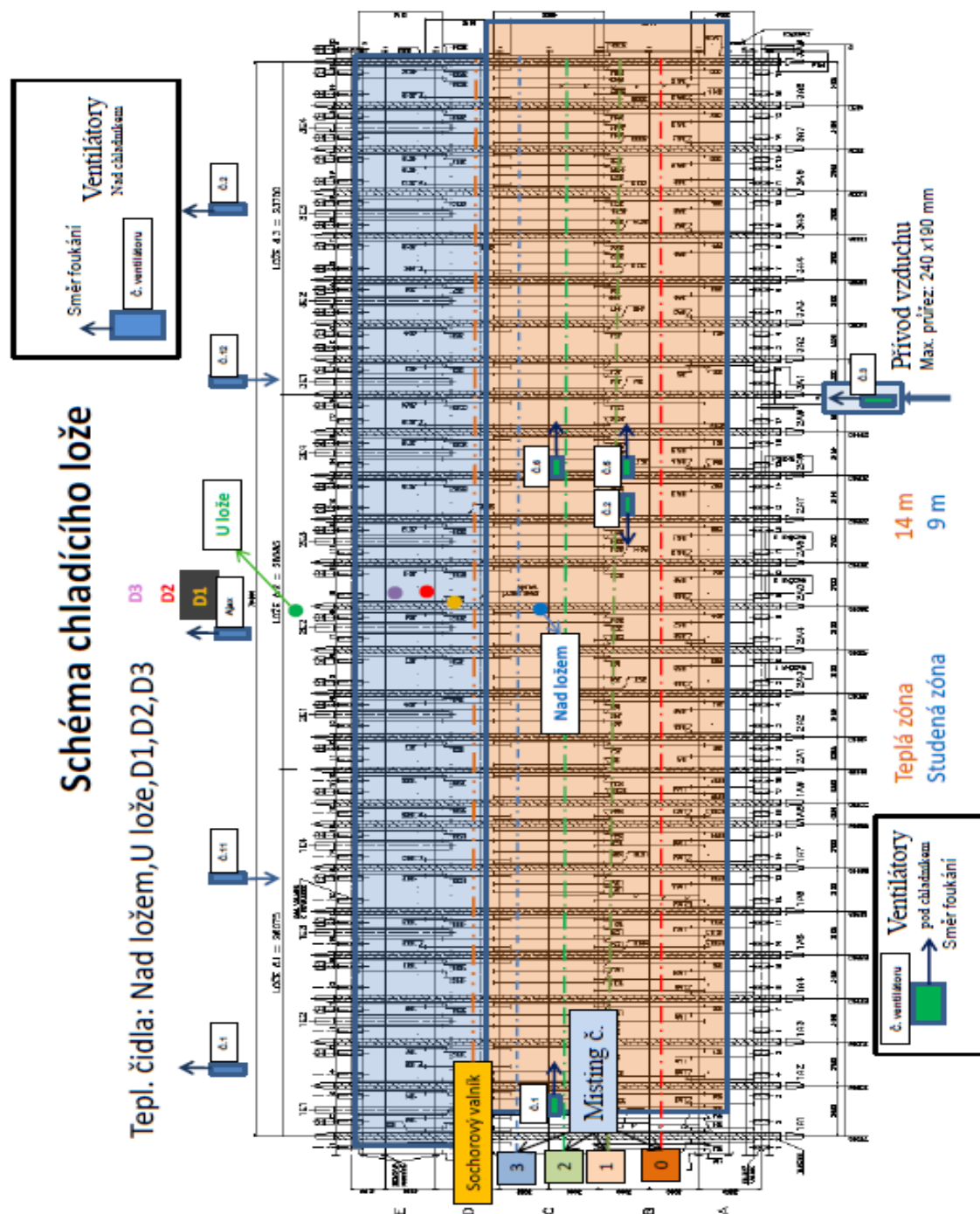
Standard Error of Est. = 0,0000344183

Mean absolute error = 0,000027315

Durbin-Watson statistic = 1,27921

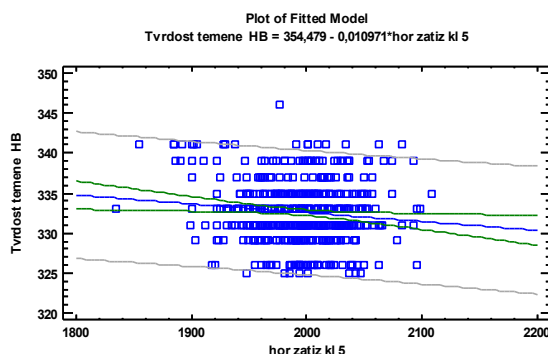
(P=0,0000)

Lag 1 residual autocorrelation = 0,358291



Příloha 21 Párová regresní analýza – rovnání.

Simple Regression - Tvrdost temene HB vs. hor zatiz kl 5



Dependent variable: Tvrdost temene HB

Independent variable: hor zatiz kl 5

Linear model: $Y = a + b \cdot X$

Coefficients

Parameter	Least Squares Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
Intercept	354,479	9,05302	39,1559	0,0000
Slope	-0,010971	0,00453788	-2,41765	0,0160

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	91,2862	1	91,2862	5,85	0,0160
Residual	7090,47	454	15,6178		
Total (Corr.)	7181,75	455			

Correlation Coefficient = -0,112742

R-squared = 1,27108 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 1,05362 percent

Standard Error of Est. = 3,95193

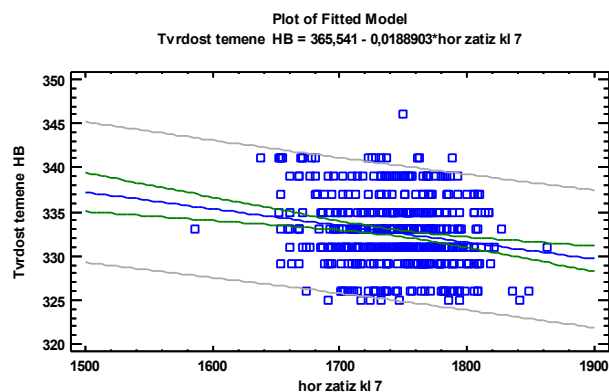
Mean absolute error = 3,16591

Durbin-Watson statistic = 1,23657

(P=0,0000)

Lag 1 residual autocorrelation = 0,37958

Simple Regression - Tvrdost temene HB vs. hor zatiz kl 7



Dependent variable: Tvrdost temene HB

Independent variable: hor zatiz kl 7

Linear model: $Y = a + b \cdot X$

Coefficients

Parameter	Least Squares Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
Intercept	365,541	7,84491	46,5959	0,0000
Slope	-0,0188903	0,00449705	-4,2006	0,0000

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	268,681	1	268,681	17,65	0,0000
Residual	6913,07	454	15,227		
Total (Corr.)	7181,75	455			

Correlation Coefficient = -0,193421

R-squared = 3,74116 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 3,52914 percent

Standard Error of Est. = 3,90218

Mean absolute error = 3,12901

Durbin-Watson statistic = 1,2691

(P=0,0000)

Lag 1 residual autocorrelation = 0,362773

Příloha 22 Vícenásobná lineární regrese tvrdosti temene HB.

Výsledky regrese tvrdost temene HB

Použitá kroková regrese se zpětnou eliminací nevlivných proměnných.

Multiple Regression - Tvrdost temene HB

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	375,477	11,971	31,3657	0,0000
Cu	34,8913	14,118	2,4714	0,0138
Si	-29,2625	11,0602	-2,64576	0,0084
P	-327,048	109,084	-2,99814	0,0029
otacky ventilatoru 5,6	0,00243631	0,00078428	3,10643	0,0020
teplota u chadníku	-0,157551	0,0509793	-3,09048	0,0021
teplota nad chladníkem	0,154735	0,0471311	3,28308	0,0011
hor zatiz kl 7	-0,0141683	0,00482328	-2,93748	0,0035
doba ohrevu	-0,224556	0,0932177	-2,40895	0,0164

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	970,794	8	121,349	8,73	0,0000
Residual	6210,96	447	13,8948		
Total (Corr.)	7181,75	455			

R-squared = 13,5175 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 11,9697 percent

Standard Error of Est. = 3,72757

Mean absolute error = 2,9673

Durbin-Watson statistic = 1,39669 (P=0,0000)

Lag 1 residual autocorrelation = 0,298777